

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه تصمیم و حرکت

محمد سلیمانی‌راد^۱، شهزاد طهماسبی بروجنی^۲، و امیرحسین مهرصفر^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۸/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۲۴

چکیده

هدف از پژوهش حاضر، بررسی روایی و پایایی نسخه فارسی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه تصمیم و حرکت بود. نسخه اصلی مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم دارای ۱۳ گویه و دو خرده‌مقیاس بازپزدازش تصمیم و نوشخوار فکری تصمیم بوده و نسخه اصلی مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت دارای ۱۰ گویه و دو خرده‌مقیاس بازپزدازش حرکتی هوشیار و خودآگاهی حرکتی است. جهت انجام پژوهش ۲۳۹ پرسش‌نامه توسط ورزشکاران ۱۸ تا ۳۵ ساله تکمیل گردید و به‌منظور بررسی روایی سازه و برازش مدل‌های اندازه‌گیری از تحلیل عاملی تأییدی استفاده گشت. پایایی مقیاس‌ها نیز با استفاده از روش همسانی درونی محاسبه گردید. همچنین، جهت بررسی پایایی زمانی با استفاده از روش آزمون - آزمون مجدد از ضریب هم‌بستگی درون‌طبقه‌ای استفاده گردید. یافته‌ها نشان می‌دهد که نسخه فارسی مقیاس‌ها از مدل دوعاملی هر دو مقیاس حمایت کرده و روایی و پایایی مقیاس‌ها تأیید می‌شود؛ در نتیجه، امکان استفاده از نسخه‌های فارسی جهت سنجش تمایل ورزشکاران به بازپزدازش در محیط‌های رقابتی فراهم می‌گردد.

کلیدواژه‌ها: بازپزدازش ویژه تصمیم، بازپزدازش ویژه حرکت، روایی سازه، همسانی درونی، ورزشکار

۱. دانشجوی دکتری یادگیری حرکتی دانشگاه تهران

۲. دانشیار دانشگاه تهران، گروه رفتار حرکتی بخش یادگیری و کنترل حرکتی (نویسنده مسئول)

Email: shahzadtahmaseb@ut.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد روان‌شناسی ورزشی دانشگاه تهران

مقدمه

ورزشکاران همیشه قادر به نمایش بهترین اجرای خود در شرایط وجود فشار نمی‌باشند (کینراد، جکسون و اشفورد، ۲۰۱۵، ص. ۱۱). این موضوع در حیطه‌های دیگر نیز صادق است (ارل، مسترز و ایوس، ۲۰۰۹، ص. ۱۸۰؛ مالهورتا، پولتون، ویلسون، ان‌جو و مسترز، ۲۰۱۲، ص. ۳۲۷). این حالت در شرایط و افراد گوناگون، متفاوت است و علی‌رغم اجرای ضعیف در برخی از ورزشکاران، برخی دیگر اجرای قابل قبول و یا حتی بالاتر از معمول دارند (اتن، ۲۰۰۹، ص. ۵۸۳)؛ از این‌رو، برخی از پژوهشگران تفاوت‌های فردی را عامل بروز چنین پدیده‌ای قلمداد کرده و "بازپردازش" را عامل آن معرفی می‌کنند (لابرد، فورلی و شمپ، ۲۰۱۵، ص. ۴۳۰). این رویکرد و فرضیه بازپردازش که توسط مسترز (۱۹۹۲) مطرح شد، در راستای نظریاتی مانند "فرضیه عمل محدودشده" و "غیرخودکارشدن" مدعی است که توجه به اجرای مهارت و یا روش اجرای حرکت، نوعی خودتمرکزی یا تمرکز درونی است که منجر به اختلال اجرا در شرایط وجود فشار در مهارت‌هایی می‌شود که به‌خوبی یاد گرفته شده‌اند (مسترز و مکسول، ۲۰۰۴، ص. ۲۰۸). مسترز و مکسول^۹ (۲۰۰۴) بازپردازش را به‌عنوان استفاده از دانش قاعده‌مند، آشکار و در سطح هوشیار توسط حافظه کاری^{۱۰} به‌منظور کنترل اجرای حرکات در دست انجام معرفی کرده‌اند. در این ارتباط، مسترز، پولمان و هاماند^{۱۱} (۱۹۹۳) بر این باور هستند که شاید اختلال

اجرای ناشی از تمایل فرد به مرور دانش آشکار مربوط به تکلیف در برخی از ورزشکاران باشد. آن‌ها برای نشان‌دادن این مفهوم و ارزیابی تمایل ورزشکاران به توجه درونی، به‌ویژه در شرایط تحت فشار، مقیاس بازپردازش^{۱۲} ۲۰ آیتمی را طراحی نمودند. مسترز و مکسول (۲۰۰۴) در پژوهش خود عنوان کردند که بازپردازشگرهای بالا برای کنترل حرکات خود در شرایط تحت فشار نسبت به بازپردازشگرهای پایین از دانش آشکار بیشتری استفاده می‌کنند. کینراد، جکسون، اشفورد و بیشاپ^{۱۳} (۲۰۱۰) نیز نشان دادند که بازپردازش با اختلال اجرا در مهارت‌های حرکتی و شناختی ارتباط دارد. به‌نظر می‌رسد که این مقیاس به‌طور مستقیم بازپردازش را اندازه‌گیری نمی‌کند، بلکه آیتمی‌هایی را کنار یکدیگر قرار می‌دهد که این بعد شخصیتی را پیش‌بینی می‌کنند (جکسون، اشفورد و نورس ورثی^{۱۴}، ۲۰۰۶، ص. ۶۶). در این راستا و به‌منظور ارزیابی دقیق‌تر این ویژگی حین اجرای مهارت‌های حرکتی، مسترز، ایوس و مکسول (۲۰۰۵) مقیاس "بازپردازش ویژه حرکت (ام. اس. آر. اس)^{۱۵}" را ایجاد نمودند. این مقیاس دارای دو مؤلفه می‌باشد: "پردازش حرکتی هوشیار"^{۱۶} که مقدار نظارت هوشیار در حین اجرای حرکت را منعکس می‌کند و "خودآگاهی حرکتی"^{۱۷} که مقدار درگیری فردی مربوط به حرکت یا همان روش اجرای حرکت را نشان می‌دهد. همچنین، ام. اس. آر. اس میزان تمایل به بازپردازش در مهارت‌هایی که عموماً حرکتی هستند را ارزیابی می‌کند. ضرایب آلفای کرونباخ برای مؤلفه خودآگاهی حرکتی بین (۰/۷) تا (۰/۷۸) و برای مؤلفه پردازش حرکتی هوشیار بین (۰/۶۵) تا (۰/۷۱)

1. Kinrade, Jackson & Ashford
2. Orrell, Masters & Eves
3. Malhotra Poolton, Wilson, Ngo & Masters
4. Otten
5. Reinvestment
6. Laborde, Furley & Schempp
7. Constrained action Hypothesis
8. Deautomatization
9. Masters & Maxwell
10. Working memory
11. Masters, Polman & Hammond

12. Reinvestment Scale
13. Kinrade, Jackson, Ashford & Bishop
14. Norsworthy
15. Movement Specific Reinvestment Scale (MSRS)
16. Conscious Motor Processing
17. Movement Self-Consciousness

اس. آر. اس)۴ را طراحی کردند. این مقیاس شامل دو مؤلفه است: بازپرداش تصمیم‌گیری که نظارت آشکار در فرایندهای درگیر در ایجاد یک تصمیم را اندازه‌گیری می‌کند و نشخوار فکری تصمیم^۵ که ارزیابی منفی تصمیم‌های ضعیف قبلی را منعکس می‌نماید. در پژوهش کینراد و همکاران (۲۰۱۰) روایی ساختار دوعاملی این مقیاس توسط تحلیل عاملی تأیید شده و همسانی درونی برای عامل اول آن معادل (۰/۸۹) و برای عامل دوم معادل (۰/۹۱) به‌دست آمده است. لابر و همکاران (۲۰۱۵) نیز روایی هم‌گرا و واگرایی مناسبی را برای مقیاس بازپرداش ویژه تصمیم با آزمون‌های رفتاری و روان‌سنجی به‌دست آوردند. آن‌ها آزمودنی‌های خود را براساس نوع تفکر شهودی و تأملی آن‌ها به دو گروه تقسیم نمودند و گزارش کردند افرادی که دارای تفکر شهودی هستند، امتیازات کمتری را در مقیاس بازپرداش به‌دست آورده‌اند. در ادامه، به روایی هم‌زمان این مقیاس با پرسش‌نامه‌های کمال‌گرایی، خودآگاهی و نوشخوار فکری اشاره کردند. در بخش انتهایی پژوهش نیز نشان دادند که افراد با تمایل به بازپرداش تصمیم بالاتر نسبت به افراد با تمایل به بازپرداش تصمیم پایین‌تر، در تکلیف جستجوی بصری امتیازات پایین‌تری را کسب نموده‌اند. آن‌ها با پژوهش روی این ویژگی در افراد مسن و نیز با بررسی ارتباط این مقیاس با توانایی تصویرسازی نشان دادند که این تمایل همیشه اثر منفی بر روی اجرا ندارد. در پژوهش دیگری لابر و همکاران (۲۰۱۴) پس از ترجمه مقیاس‌های بازپرداش ویژه تصمیم و حرکت به زبان فرانسوی، به بررسی روایی این مقیاس‌ها پرداختند و رابطه آن را با استرس و راهبرد مقابله‌ای آزمودند. در این پژوهش، تحلیل عاملی تأییدی نسخه فرانسوی، مقادیر مناسبی را

گزارش شده و پایایی این مقیاس نیز در دامنه (۰/۶۷) تا (۰/۷۶) به‌دست آمده است (مسترز، ایوس و مکسول، ۲۰۰۵). در این زمینه، لابر و همکاران (۲۰۱۵) عنوان نمودند که بین بازپرداش و حافظه کاری در شرایط تحت فشار ارتباط معکوسی وجود دارد. آن‌ها در نسخه آلمانی این مقیاس، همسانی درونی (۰/۶۹) را برای مؤلفه خودآگاهی حرکتی و (۰/۷۱) را برای پردازش حرکتی هوشیار گزارش کردند. جکسون، کینراد، هیکز و ویلز^۱ (۲۰۱۳) نیز به بررسی ارتباط بین این نوع بازپرداش و اجرای حرکتی در پژوهشی میدانی روی بازیکنان نت‌بال پرداختند و ضریب آلفای کرونباخ برای این مقیاس را معادل (۰/۸۶) و پایایی آزمون - آزمون مجدد در یک دوره چهار ماهه را برابر با (۰/۷۴) گزارش کردند؛ اما نتوانستند از ارتباط مستقیم بین بازپرداش ویژه حرکت و انسداد اجرا حمایت کنند. با این وجود، ارتباط مثبتی بین امتیازات این مقیاس و مؤلفه‌های آن با انسداد اجرا در حیطه‌های مختلف گزارش شده است (وانگ، مسترز، مکسول و آبرنی^۲، ۲۰۰۸، ص. ۴۱۳؛ مالوترا، پولتون، ویلسون، ایگا^۳ و مسترز، ۲۰۱۵، ص. ۳۳۰).

شایان ذکر است که بسیاری از مهارت‌ها علاوه بر مؤلفه حرکتی، شامل مؤلفه شناختی نیز هستند؛ مانند مهارت‌هایی که فرد در آن‌ها حین اجرا و یا قبل از آن باید به تصمیم‌گیری بپردازد. در این زمینه، کینراد و همکاران (۲۰۱۰) معتقد هستند که احتمال دارد در مؤلفه تصمیم‌گیری در اجرای یک مهارت، ورزشکار دچار بازپرداش شده و تصمیم‌گیری وی در اجرای آن مهارت تحت تأثیر قرار گیرد. این پژوهشگران برای ارزیابی تمایل به بازپرداش، مؤلفه شناختی تصمیم‌گیری مقیاس بازپرداش ویژه تصمیم (دی.

4. Decision Specific Reinvestment Scale (DSRS)
5. Decision Rumination

1. Hicks & Wills
2. Abernethy
3. Uiga

مقیاس و مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم نیز همان دو عامل موجود در نسخه‌های اصلی را ارزیابی می‌کند و نیز این که آیا برای هر عامل همان آیت‌های نسخه اصلی تأیید می‌گردد، برای به‌دست‌آوردن نتایج معتبرتر پژوهش‌های پیش‌رو که از این مقیاس‌ها استفاده می‌کنند، اهمیت دارد؛ به‌عنوان مثال، می‌توان به پژوهش لبرد و همکاران (۲۰۱۵) اشاره کرد که پس از تحلیل عاملی این مقیاس‌ها، نه آیت‌ها را در نسخه آلمانی مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت تأیید نمودند (نسخه اصلی شامل ۱۰ آیت‌ها است)؛ از این‌رو، به‌نظر می‌رسد توجه به جنبه‌های بومی کشوری که از این مقیاس‌ها استفاده می‌کنند، اهمیت زیادی داشته باشد؛ زیرا، نه تنها ترجمه درست و صحیح ابزار مورد استفاده حائز اهمیت است، بلکه به‌دست‌آوردن روایی و پایایی آن ابزار نیز که پایه و اساس انجام یک پژوهش است، برای توضیح و تفسیر دقیق نتایج ضروری می‌باشد؛ از این‌رو، با توجه به عدم دسترسی به ابزاری برای سنجش میزان تمایل افراد (به‌ویژه ورزشکاران) به بازپزدازش، هدف از پژوهش حاضر بررسی روایی و پایایی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه تصمیم و حرکت می‌باشد.

روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور اجرایی‌کردن پژوهش، ابتدا زمینه تهیه و اجرای آن فراهم گردید. مقیاس‌های بازپزدازش ویژه تصمیم و حرکت با استفاده از روش ترجمه - بازترجمه^۶ به زبان فارسی برگردان شد. لازم‌به‌ذکر است که ترجمه براساس مطالعات قبلی و توصیه‌های صورت‌گرفته در این زمینه انجام گرفت (همبلتون، سیرسی و رابین^۷، ۱۹۹۹، ص. ۲۴). بدین‌منظور، مقیاس‌های موردنظر توسط پژوهشگران این پژوهش و دو متخصص زبان انگلیسی به زبان فارسی ترجمه

برای مقیاس دی. اس. آر. اس (۰/۰۵) = شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین^۱، ۰/۰۶ = ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استاندارد شده^۲، ۰/۹۵ = شاخص برازش تاکر لوئیس^۳، ۰/۹۶ = شاخص برازش تطبیقی^۴ و ام. اس. آر. اس (۰/۰۴۸) = شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، ۰/۰۴۱ = ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استاندارد شده، ۰/۹۵ = شاخص برازش تاکر لوئیس، ۰/۹۶ = شاخص برازش تطبیقی) نشان داد. علاوه بر این، ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل بازپزدازش تصمیم و نوشخوار فکری مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم به ترتیب معادل (۰/۷۵) و (۰/۸۲) گزارش شد. همچنین، نتایج حاکی از این بود افرادی که دارای تفکر شهودی هستند، امتیاز پایینی را در مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم کسب نموده‌اند. در این پژوهش روایی واگرا و هم‌گرایی مناسبی برای بازپزدازش ویژه تصمیم با استفاده از پرسش‌نامه تصمیم‌گیری ملبورن^۵ به‌دست آمد.

رویکرد بازپزدازش به‌عنوان یکی از رویکردهای تفسیرکننده انسداد اجرای تحت فشار در کنار رویکرد حواس‌پرتی مورد توجه پژوهشگران بسیاری قرار گرفته است (بامیستر، ۱۹۸۴؛ ص. ۶۱۰؛ بله تیر و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۱۴۱۰؛ ایواتسوکا و رایت ۲۰۱۶، ص. ۲۵)؛ اما مطالعات بسیار محدودی در این زمینه در ایران به انجام رسیده است. عسگری و عبدلی (۲۰۱۴) با استفاده از مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت نشان دادند که بازپزدازش دارای هم‌بستگی منفی با انسداد اجرای تحت فشار می‌باشد. آن‌ها تنها به گزارش آلفای کرونباخ در تأیید پایایی این مقیاس اکتفا نمودند؛ اما این که آیا نسخه ترجمه‌شده این

1. Root Mean Square Error of Approximation
2. Standardized Root Mean Square Residual
3. Tucker-Lewis Fit Index
4. Comparative Fit Index
5. Melbourne Decision-Making Questionnaire

6. Translation-Back Translation
7. Hambleton, Sireci & Robin

(کلاین^۳، ۲۰۱۵، ص. ۵۶۰)؛ لذا، نمونه پژوهش حاضر برای مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت به‌ازای هر سؤال حدود ۲۴ نفر بوده و برای مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم حدود ۱۸ نفر می‌باشد که براساس نظر متخصصان مدل‌یابی معادلات ساختاری، حجم نمونه پژوهش حاضر مناسب قلمداد می‌شود (کلاین، ۲۰۱۵، ص. ۵۶۰).

علاوه‌براین، به‌منظور گردآوری داده‌ها از گروه همکاران پژوهش برای یکسان‌سازی اجرا (توزیع و جمع‌آوری پرسش‌نامه) در جامعه هدف دعوت شد و موارد مهم در اجرای طرح مرور گردید. شایان‌ذکر است که مشارکت ورزشکاران به‌صورت داوطلبانه بود و جمع‌آوری پرسش‌نامه تحت‌نظر مربیان ورزشکاران صورت گرفت. همچنین، به پاسخ‌دهندگان اطمینان داده شد که پاسخ آن‌ها محرمانه بوده و تنها برای اهداف پژوهشی از آن بهره گرفته خواهد شد. علاوه‌براین، برای جلوگیری از سوگیری در بین پاسخ‌دهندگان به آن‌ها اطلاع داده شد که نتایج پژوهش هیچ‌گونه تأثیری در گزینش و انتخاب آن‌ها در رشته‌های ورزشی مربوطه ندارد (مارتینز، برتن، ویلی، بامپ و اسمیت^۴، ۱۹۹۰، ص. ۱۲۹). در این پژوهش به‌منظور به‌دست‌آوردن روایی اکولوژیک^۵ در فرایند توزیع و تکمیل پرسش‌نامه‌ها تلاش گردید تا پاسخ‌دهندگان مقیاس‌ها را طی ساعت، محل و شرایط یکسان و مناسبی تکمیل کنند (سیف، ۲۰۱۴، ص. ۵۵۹).

ابزار و شیوه گردآوری داده‌ها

فرم ثبت مشخصات فردی

برای جمع‌آوری اطلاعات جمعیت‌شناختی از یک فرم که دربرگیرنده سه سؤال بازپاسخ (شامل: سن، رشته ورزشی و وضعیت تحصیلی) و سه سؤال بسته‌پاسخ

گردید. سپس، در یک جلسه هماهنگی، ترجمه‌ها مطابقت داده شد تا نسخه اولیه تدوین گردد. پس از تهیه نسخه فارسی، مقیاس‌ها در اختیار سه متخصص زبان انگلیسی قرار گرفت تا فرایند ترجمه معکوس انجام شده و به زبان انگلیسی برگردانده شود. در مرحله بعد، ترجمه معکوس با نسخه اصلی مطابقت داده شد و از صحت برگردان فارسی اطمینان حاصل گردید.

پس از تأیید صحت ترجمه، ۱۵ نفر از افراد متخصص درزمینه روان‌شناسی ورزش، روان‌شناسی و رفتار حرکتی، مقیاس‌ها را به‌منظور تعیین نسبت روایی محتوا^۱ (سی. وی. آر) و شاخص روایی محتوا^۲ (سی. وی. آی) تکمیل نمودند که نسبت روایی محتوا معادل (۰/۷۴) و شاخص روایی محتوا معادل (۰/۷۶) به‌دست آمد درادامه، مطالعه مقدماتی جهت بررسی درک و مفهوم سوالات مقیاس برای پاسخ‌دهندگان در یک جامعه کوچک (۳۰ ورزشکار) اجرا شد. ترجمه فارسی مقیاس‌ها در بین افراد توزیع گشت و با مشاهده‌نشدن مشکلات مرتبط به فهم گویه‌ها، نسخه نهایی برای توزیع آماده شده و درنهایت، با درنظرگرفتن ظاهر مقیاس‌های اصلی، نسخه نهایی تدوین گردید.

جامعه آماری پژوهش را کلیه ورزشکاران رشته‌های تیمی و انفرادی شرکت‌کننده در مسابقات دانشجویان دانشگاه‌های کشور با سطوح مختلف مهارتی (در دامنه سنی ۱۸ تا ۳۵ سال) تشکیل دادند که از میان این افراد، ۲۳۹ ورزشکار (۱۱۹ مرد و ۱۲۰ زن با میانگین سنی ۲۱/۸۱ سال و انحراف استاندارد ۳/۲۱) به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. ذکر این نکته ضرورت دارد که انتخاب حجم نمونه برحسب نوع هدف پژوهش انجام گرفت. حداقل نمونه موردنیاز در مطالعات تحلیل عاملی بین پنج تا ۱۰ آزمودنی به‌ازای هر گویه (سؤال) پرسش‌نامه پیشنهاد شده است

3. Kline
4. Martens, Burton, Vealey, Bump & Smith
5. Ecological Validity

1. Content Validity Ratio
2. Content Validity Index

(شامل: جنسیت، سابقه فعالیت و سابقه قهرمانی) بود، استفاده گردید.

مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت

بازپزدازش در مهارت‌های حرکتی از طریق مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت سنجیده شد (مسترز و همکاران، ۲۰۰۵). این مقیاس دارای دو عامل است که در مجموع ۱۰ گویه را شامل می‌شود که پنج گویه مربوط به عامل خودآگاهی حرکتی بوده و مقدار درگیری فردی مربوط به حرکت یا همان روش اجرای حرکت را می‌سنجند (مانند "همیشه به این که هنگام اجرای حرکت چطور دیده شوم، توجه دارم") و پنج گویه دیگر نیز عامل پردازش حرکتی هوشیار را که مقدار نظارت هوشیار در حین اجرای حرکت را می‌سنجد، شکل می‌دهند (مانند "همیشه تلاش می‌کنم هنگام اجرای حرکتم درباره آن‌ها فکر کنم").

لازم به ذکر است که تمامی گویه‌ها در یک مقیاس لیکرت شش امتیازی (از کاملاً مخالفم تا کاملاً موافقم) رتبه‌بندی گردیدند. مسترز و همکاران (۲۰۰۵) آلفای کرونباخ را برای عامل خودآگاهی حرکتی در دامنه (۰/۷۰) تا (۰/۷۸) و برای عامل پردازش حرکتی هوشیار بین (۰/۶۵) تا (۰/۷۱) گزارش کرده‌اند. در پژوهش لایبرد و همکاران (۲۰۱۵) نیز همسانی درونی برای عامل خودآگاهی حرکتی معادل (۰/۷۱) و برای عامل پردازش حرکتی هوشیار برابر با (۰/۶۹) به دست آمد.

مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم

برای ارزیابی تمایل آزمودنی‌ها برای درگیر شدن در فرایندهایی که به اجرای شناختی تصمیم‌گیری آسیب می‌رساند از مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم استفاده گردید (کینراد و همکاران، ۲۰۱۰، ص. ۱۱۲۷). این مقیاس دارای ۱۳ گویه و دو عامل می‌باشد که شش گویه مربوط به عامل اول بازپزدازش تصمیم بوده و نظارت هوشیار بر فرایندهای درگیر در ایجاد یک تصمیم را اندازه‌گیری می‌کند (مانند "نسبت به این که

ذهنم هنگام تصمیم‌گیری چطور کار می‌کند، آگاهم") و هفت گویه دیگر مربوط به عامل دوم است که نشخوار فکری تصمیم نام دارد و تمایل به تمرکز بر تصمیمات اشتباه قبلی را منعکس می‌کند (مانند: "تصمیمات ضعیفی که گرفته‌ام را تا مدتی طولانی پس از آن یادآوری می‌کنم"). لازم به ذکر است که آزمودنی‌ها به هر گویه براساس یک مقیاس لیکرت پنج امتیازی پاسخ می‌دهند. کینراد و همکاران (۲۰۱۰) همسانی درونی خوبی را برای هر دو عامل بازپزدازش تصمیم ($\alpha = 0/89$) و نشخوار فکری ($\alpha = 0/91$) گزارش کرده‌اند. کینراد و همکاران (۲۰۱۵) نیز همسانی درونی عامل بازپزدازش را معادل (۰/۸) و عامل نشخوار فکری را برابر با (۰/۸۵) گزارش نموده‌اند.

روش پردازش داده‌ها

روش آماری مورد استفاده در پژوهش حاضر، شاخص‌های آمار توصیفی و استنباطی بود. از آمار توصیفی برای محاسبه شاخص‌های مرکزی، پراکندگی، هم‌بستگی و ترسیم جداول استفاده شد و در ادامه، جهت تحلیل داده‌ها و بررسی اعتبار عاملی از تحلیل عامل تأییدی^۱ بهره گرفته شد. هم‌سانی درونی^۲ مقیاس نیز با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ محاسبه گردید. علاوه بر این، پایایی زمانی سؤالات به وسیله ضریب هم‌بستگی درون طبقه‌ای^۳ (آی. سی. سی) و با استفاده از روش آزمون - آزمون مجدد تعیین گشت و عملیات آماری با استفاده از نرم‌افزار اس. پی. اس. اس نسخه ۱۸ و لیزرل ویرایش ۸/۸ انجام گرفت. شایان ذکر است که تمامی فرایندها در سطح معناداری ($P \leq 0/05$) صورت گرفت.

1. Confirmatory Factor Analyses
2. Internal Consistency
3. Interclass Correlation Coefficient

یافته‌ها

پس از جمع‌آوری مقیاس‌ها و استخراج داده‌ها، در مجموع، تعداد ۲۳۹ پرسش‌نامه قابل قبول مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. ورزشکاران شرکت‌کننده در این پژوهش در رشته‌های والیبال، بسکتبال، فوتسال، هندبال، شنا، بدمینتون و تنیس روی میز فعالیت داشتند که در مجموع ۴/۱۸ درصد در سطح بین‌المللی، ۱۵/۰۶ درصد در سطح ملی، ۱۵/۴۸ درصد در سطح منطقه‌ای، ۲۵/۱۰ درصد در سطح استانی و ۴۰/۱۶ درصد در سطح دانشگاهی به انجام فعالیت‌های ورزشی مشغول بودند. شایان ذکر است که انتخاب این

دامنه وسیع از سطح مهارت و نوع رشته ورزشی، قابلیت تعمیم‌پذیری یافته‌های پژوهش را افزایش می‌دهد (تننباوم و اکلند و کاماتا، ۲۰۱۲، ص. ۶۴۷). در جدول شماره یک تعداد آزمودنی‌ها در هر رشته ورزشی و مدت فعالیت آن‌ها به تفکیک جنسیت نشان داده شده است. براساس نتایج، میانگین سابقه فعالیت در ۱۲۰ ورزشکار زن حاضر در این پژوهش، اندکی پایین‌تر از میانگین سابقه فعالیت در ۱۱۹ ورزشکار مرد بوده و میانگین سن ورزشکاران مرد، اندکی بالاتر از ورزشکاران زن می‌باشد.

جدول ۱. میانگین و انحراف استاندارد سن، سابقه فعالیت ورزشی و تعداد شرکت‌کنندگان در هر رشته به تفکیک جنس

تعداد	میانگین	انحراف استاندارد	سن					رشته ورزشی					مدت فعالیت											
			میانگین	انحراف استاندارد	فوتسال	والیبال	بدمینتون	تنیس روی میز	بسکتبال	شنا	میانگین	انحراف استاندارد												
زن	۱۲۰	۲۱/۳۳	۲/۳۸	۲۱	۳۰	۱۸	۱۵	۱۹	۱۷	۷/۵۸	۳/۸۲	مرد	۱۱۹	۲۲/۳۹	۳/۷۹	۲۱	۲۰	۲۰	۲۳	۱۵	۲۰	۸/۶۷	۴/۶۸	
مجموع	۲۳۹	۲۱/۸۱	۳/۲۱	۴۲	۵۰	۳۸	۳۸	۳۴	۳۷	۸/۱۳	۴/۳۰													

جدول شماره دو نشان‌دهنده نتایج آمار توصیفی در عوامل هریک از مقیاس‌ها می‌باشد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در مقیاس بازپزدازش تصمیم، میانگین بالاتر متعلق به عامل نوشخوار فکری بوده و پزدازش تصمیم دارای میانگینی برابر با (۱۴/۵۲)

است. در مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت نیز میانگین (۱۸/۸۶) متعلق به عامل پزدازش حرکتی هوشیار می‌باشد. همچنین، میانگین عامل خودآگاهی حرکتی معادل (۲۰/۳۳) است.

جدول ۲. شاخص‌های آمار توصیفی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه تصمیم و حرکت

پرسش‌نامه	عامل	تعداد سؤال	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
بازپزدازش ویژه حرکت	پزدازش حرکتی هوشیار	۵	۵	۲۹	۱۸/۸۶	۵/۱
بازپزدازش ویژه تصمیم	نوشخوار فکری	۷	۴	۲۸	۱۵/۵۳	۵/۰۳
بازپزدازش ویژه حرکت	خودآگاهی حرکتی	۵	۶	۳۰	۲۰/۳۳	۵/۳
بازپزدازش ویژه تصمیم	پزدازش تصمیم	۶	۴	۲۴	۱۴/۵۲	۴/۴۱

شاخص برازندگی غیرهنجار بنتلر بونت^۶ و شاخص برازندگی تطبیقی مورد استفاده قرار گرفت (هو و بنتلر^۷، ۱۹۹۹، ص. ۲۰). در جدول شماره سه، نتایج تحلیل عاملی تأییدی در مدل‌های مختلف نشان داده شده است.

متخصصان برای شاخص‌های برازندگی، ملاک‌های برش متفاوتی را ارائه نموده‌اند؛ برای مثال در شاخص‌های برازندگی تطبیقی، نیکویی برازش و برازندگی غیرهنجار بنتلر بونت که دامنه تغییرات آن‌ها بین صفر و یک است، مقادیر بالاتر از (۰/۸۵) نشان‌دهنده برازش نسبی مدل، مقادیر بالاتر از (۰/۹۰) نشان‌دهنده برازندگی خوب و مقادیر بالاتر از (۰/۹۵) نشان‌دهنده برازندگی عالی مدل می‌باشد (هو و بنتلر، ۱۹۹۹، ص. ۲۲). برای شاخص‌های ریشه میانگین مربعات خطای تخمین و ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده نیز مقادیر کمتر از (۰/۰۸) نشان‌دهنده قابل قبول و معقول بودن مدل بوده و مقادیر کمتر از (۰/۰۶) نشان‌دهنده مناسب بودن مدل می‌باشد (هو و بنتلر، ۱۹۹۹، ص. ۲۲). شایان‌ذکر است که در ارتباط با شاخص‌های دو به درجه آزادی، توافقی درباره مقادیر

در این پژوهش به‌منظور بررسی روایی سازه از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده گردید. پیش از اجرای تحلیل، طبیعی بودن چندمتغیره بودن داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار لیزرل و از طریق ضریب ماردیا^۱ بررسی گشت که نتایج نشان‌دهنده عدم توزیع طبیعی داده‌ها بود ($P \leq 0.05$)؛ از این رو، برای انجام تحلیل عاملی تأییدی از روش حداکثر درست‌نمایی مقاوم^۲ ساتورا بنتلر^۳ استفاده گردید. ذکر این نکته ضرورت دارد که از آن‌جایی که در بین متخصصان معادلات ساختاری، توافقی کلی درباره این که کدام یک از شاخص‌های برازش، برآورد بهتری از مدل را فراهم می‌کند وجود ندارد، پیشنهاد می‌شود ترکیبی از سه تا چهار شاخص گزارش شود (کلاین، ۲۰۱۵، ص. ۴۰۰)؛ لذا، در پژوهش حاضر و هم‌راستا با مطالعات تحلیل عاملی، از بین شاخص‌های برازش، شاخص‌های نسبت‌خی دو به درجه آزادی^۴، شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده^۵،

1. Mardia Coefficient
2. Robust Maximum Likelihood- (RML)
3. Satorra-Bentler
4. Chi- Square /Degree of Free
5. Root Mean Square Residual

6. Non-Normed Fit Index
7. Hu & Bentler

قابل قبول وجود ندارد و برخی از پژوهشگران مقادیر (۲۰۱۵، ص. ۴۵۰). کمتر از سه را برای آن مناسب می‌دانند (کلاین،

جدول ۳. شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تأییدی

مقیاس		مقیاس بازپردازی ویژه تصمیم		مقیاس بازپردازی ویژه حرکت	
شاخص‌های برازش	مقادیر مورد قبول	مقادیر به دست آمده	مقادیر مورد قبول	مقادیر به دست آمده	مقادیر مورد قبول
خی دو	وابسته به حجم نمونه	۳۱۱/۷۶	وابسته به حجم نمونه	۱۵۶/۱۱	
خی دو به درجه آزادی	وابسته به حجم نمونه	۲/۹۶	وابسته به حجم نمونه	۲/۸۹	
شاخص برازش تطبیقی	بالاتر از ۰/۹۰	۰/۹۴	بالاتر از ۰/۹۰	۰/۹۳	
شاخص برازندگی غیرهنجار بنتلر بونت	بالاتر از ۰/۹۰	۰/۹۳	بالاتر از ۰/۹۰	۰/۹۱	
شاخص نیکویی برازش	بالاتر از ۰/۹۰	۰/۹۳	بالاتر از ۰/۹۰	۰/۹۱	
شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین	کمتر از ۰/۰۸	۰/۰۷	کمتر از ۰/۰۸	۰/۰۷	
شاخص ریشه میانگین مربعات باقی مانده	کمتر از ۰/۰۸	۰/۰۶	کمتر از ۰/۰۸	۰/۰۷	

انجام شده قابل قبول می‌باشد. علاوه بر این، به منظور ارزیابی مدل‌ها لازم بود که از صحت مدل اندازه‌گیری متغیرهای مشاهده شده (برون‌زا) و مکنون (درون‌زا) اطمینان حاصل شود که بدین منظور از مدل مسیر در حالت معناداری استفاده گردید (شکل‌های شماره یک و دو و جداول شماره چهار و پنج). شایان ذکر است که در معناداری مدل، چنانچه قدر مطلق عدد معناداری تی کمتر از (۱/۹۶) باشد، رابطه یا اثر معنادار نیست (کلاین، ۲۰۱۵، ص. ۴۳۰).

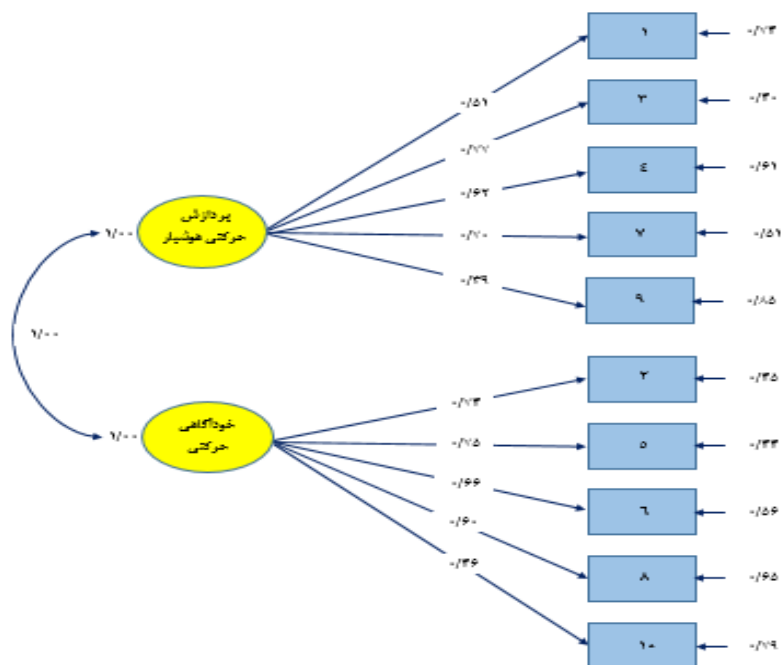
همان‌گونه که در جدول شماره سه مشاهده می‌شود، شاخص‌های برازندگی تطبیقی، نیکویی برازش و برازندگی غیرهنجار بنتلر بونت بالاتر از (۰/۹۰) بوده و شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین کمتر از (۰/۰۸) است که نشانگر قابل قبول بودن شاخص‌های برازندگی و در نتیجه، برازش مناسب مدل تحلیل عاملی تأییدی در هر دو مقیاس می‌باشد. همچنین، شاخص ریشه میانگین مربعات باقی مانده نشان می‌دهد که خطای مدل بسیار ناچیز بوده و برازش

جدول ۴. میزان بار عاملی و مقدار تی

مقیاس بازپدازش ویژه حرکت		مقیاس بازپدازش حرکتی هوشیار		سؤالات
عامل خودآگاهی حرکتی	بار عاملی	مقدار تی	بار عاملی	
		۷/۹۰	۰/۶۵	سؤال یک
		۱۳/۴۶	۱/۰۶	سؤال سه
		۱۰/۱۳	۱/۰۷	سؤال چهار
		۱۱/۷۵	۱/۲۳	سؤال هفت
		۵/۹۶	۰/۸۲	سؤال نه
۱۲/۷۳	۰/۹۷			سؤال دو
۱۲/۹۵	۱/۱۴			سؤال پنج
۱۱/۰۰	۱/۲۴			سؤال شش
۹/۵۸	۰/۹۵			سؤال هشت
۷/۰۱	۰/۹۹			سؤال ۱۰

گویه‌ها بالاتر از دو می‌باشد که حاکی از وجود رابطه معنادار بین سؤالات و عامل‌های مربوطه است؛ بنابراین، فرض برابری بودن ضرایب رگرسیونی رد شده و دریافت می‌شود که تمامی مسیرها بر متغیر پاسخ مؤثر بوده‌اند. براین اساس، با توجه به شاخص‌های برازش مدل و مدل مسیر در حالت معناداری می‌توان اظهار داشت که مدل هر دو مقیاس از برازش قابل‌قبولی برخوردار می‌باشد (جدول شماره سه، چهار و پنج).

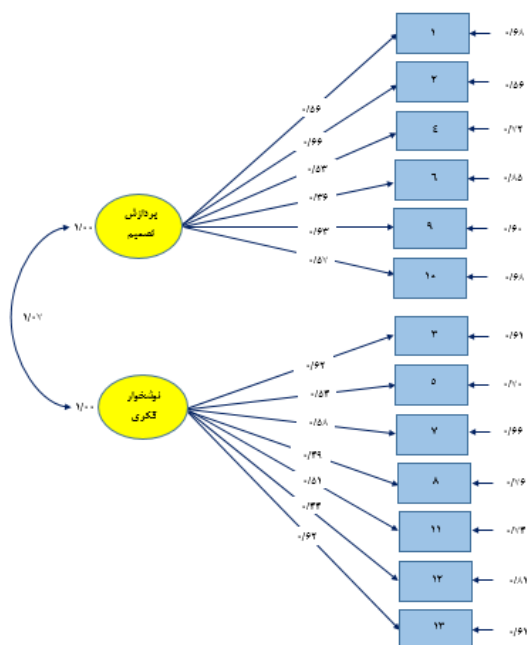
شکل‌های یک و دو نشان می‌دهند که گویه‌ها در هر دو مقیاس بر مؤلفه‌های مربوطه بار گرفته‌اند؛ در مقیاس بازپدازش ویژه حرکت (شکل شماره یک)، پنج گویه روی عامل پردازش حرکتی هوشیار و پنج گویه روی عامل خودآگاهی حرکتی و در مقیاس بازپدازش ویژه تصمیم، شش گویه روی عامل پردازش تصمیم و هفت گویه روی عامل نوشخوار فکری بار گرفته‌اند. همان‌طور که در جداول شماره چهار و پنج مشاهده می‌شود، مقدار ارزش تی در همه



شکل ۱. شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین = ۰/۰۷ = درجه آزادی = ۵۳؛ ارزش بی = ۰/۰۰ = مربع خی دو = ۱۵۶/۱۱

جدول ۵. میزان بار عاملی و مقدار تی

مقیاس بازپردازش ویژه تصمیم				
سوالات	عامل پردازش تصمیم		عامل نشخوار فکری	
	بار عاملی	مقدار تی	بار عاملی	مقدار تی
سؤال یک	۱/۰۳	۹/۰۴		
سؤال دو	۰/۸۶	۱۰/۹۹		
سؤال چهار	۰/۶۱	۸/۳۱		
سؤال شش	۰/۶۰	۵/۸۱		
سؤال نه	۰/۹۶	۱۰/۳۳		
سؤال ۱۰	۰/۸۸	۹/۰۹		
سؤال سه			۰/۷۲	۸/۶۳
سؤال پنج			۰/۹۶	۹/۳۵
سؤال هفت			۰/۸۰	۷/۶۱
سؤال هشت			۰/۷۴	۸/۰۱
سؤال ۱۱			۰/۵۹	۶/۰۹
سؤال ۱۲			۰/۶۰	۶/۷۷
سؤال ۱۳			۱/۲۰	۱۰/۱۷



آن است که مقدار ضریب آلفا برای خرده‌مقیاس‌های پردازش تصمیم و نوشخوار فکری از نقطه برش (۰/۷) بالاتر می‌باشد. علاوه‌براین، در مقیاس بازپردازش ویژه حرکت در عامل خودآگاهی حرکتی، ضریب آلفا معادل (۰/۷۳) بوده و این ضریب برای عامل پردازش هوشیار معادل (۰/۸) به‌دست آمده است.

هم‌سانی درونی

برای برآورد پایایی مقیاس‌ها از روش محاسبه هم‌سانی درونی (روش آلفای کرونباخ) استفاده شد. همان‌طور که در جدول شماره شش مشاهده می‌گردد، نتیجه محاسبات انجام‌شده برای برآورد هم‌سانی عامل‌های مقیاس بازپردازش ویژه تصمیم حاکی از

جدول ۶. نتایج ضریب آلفای کرونباخ و ضریب هم‌بستگی درون گروهی

عامل	ضریب آلفا	هم‌بستگی درون گروهی	فاصله اطمینان ۹۵ درصد
مقیاس بازپردازش ویژه تصمیم	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۵۸-۰/۸۶
پردازش تصمیم	۰/۸۰	۰/۷۲	۰/۵۳-۰/۸۴
نوشخوار فکری			
مقیاس بازپردازش ویژه حرکت	۰/۸	۰/۷	۰/۵-۰/۸۳
پردازش حرکتی هوشیار	۰/۷۳	۰/۷۹	۰/۶۳-۰/۸۸
خودآگاهی حرکتی			

علاوه‌براین، به‌منظور بررسی پایایی زمانی (ثبات)، آزمون مجدد پس از چهار هفته اجرا گردید (سیف، ۲۰۱۴، ص. ۵۶۰). بدین‌منظور، ۴۰ ورزشکار (۱۹ پسر و ۲۱ دختر) مقیاس‌ها را بار دیگر تکمیل نمودند. نتایج نشان داد که ضریب هم‌بستگی درون‌گروهی^۱ خرده‌مقیاس‌ها از (۰/۷) تا (۰/۷۹) متفاوت می‌باشد (جدول شماره ۳ش). نتایج آزمون - بازآزمون هر دو مقیاس بازپزدازش نیز حاکی از آن است که هم‌بستگی درون‌گروهی مؤلفه‌های آن‌ها با فاصله ۹۵ درصد اطمینان در حد مطلوبی قرار دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

درزمینه علل اختلال اجرا به‌ویژه تحت‌فشار و در شرایط مسابقه، دو حیطه پژوهشی حواس‌پرتی^۲ و خودتمرکز^۳ به بررسی مکانیسم‌های زیربنایی این پدیده پرداخته‌اند. هر دوی این مدل‌ها به رویکرد نظریات توجهی تعلق دارند؛ زیرا، فرض اصلی هر دوی آن‌ها بر این استوار است که تحت‌فشار، تمرکز توجه چگونه تغییر می‌کند. در ارتباط با مدل حواس‌پرتی برخی بر این عقیده هستند که فشار باعث دورشدن تمرکز توجه فرد به نشانه‌های غیرمرتبط با تکلیف می‌شود و درمقابل، برخی معتقد به نظریه نظارت آشکار^۴ و خودتمرکز^۵ بوده و عنوان می‌کنند که فشار باعث افزایش خودآگاهی در اجرای صحیح حرکت شده و لذا، منجر به تمرکز توجه بر اجرای مهارتی می‌گردد که به حالت خودکار درآمده است. پژوهشگرانی که رویکرد خودتمرکز^۶ را تأیید می‌کنند، برای توصیف چنین مکانیسمی از واژه "بازپزدازش^۵ دانش آشکار^۶" استفاده نموده و برای اندازه‌گیری این ویژگی در مهارت‌های حرکتی و

تصمیم‌گیری، مقیاس‌های بازپزدازش ویژه حرکت و تصمیم را ایجاد کرده‌اند. در این ارتباط، هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه تصمیم و ویژه حرکت بود. بدین‌منظور، پس از تهیه نسخه‌های فارسی مقیاس‌ها، جهت بررسی روایی محتوا از شاخص‌های سی. وی. آی و سی. وی. آر استفاده شد. نتایج این آزمون‌ها روایی مناسبی را برای هر دو مقیاس نشان دادند. همچنین، به‌منظور بررسی روایی سازه مقیاس‌های مذکور از روش تحلیل عاملی تأییدی بهره گرفته شد که ساختار دوعاملی با خرده‌مقیاس‌های پزدازش حرکتی هوشیار و خودآگاهی حرکتی را برای مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت و خرده‌مقیاس‌های بازپزدازش تصمیم و نوشخوار فکری را برای مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم تأیید نمود. همچنین، این تحلیل نشان داد که تمامی گویه‌ها در هر دو مقیاس قادر به پیشگویی عامل مربوط به خود می‌باشند. شایان‌ذکر است که در مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم مقادیر $r=0/07$ ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، $r=0/06$ ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده، $r=0/93$ شاخص برازندگی غیرهنجار بنتلر بونت، $r=0/94$ شاخص برازندگی تطبیقی، $r=0/94$ شاخص نیکویی برازش و $r=2/96$ نسبت‌خی‌دو به درجه آزادی و برای مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت مقادیر $r=0/07$ ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، $r=0/07$ ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده، $r=0/91$ شاخص برازندگی غیرهنجار بنتلر بونت، $r=0/93$ شاخص برازندگی تطبیقی، $r=0/91$ شاخص نیکویی برازش و $r=2/89$ نسبت‌خی‌دو به درجه آزادی به‌دست آمد که با توجه به نقاط برش موردنظر برای هریک از شاخص‌ها (هو و بنتلر، ۱۹۹۹، ص. ۲۲) نشان از برازندگی خوب هر دو مدل دارد. تأیید مدل‌های دوعاملی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه حرکت و ویژه تصمیم در این پژوهش با مطالعات

1. Interclass Correlation Coefficient
2. Distracting Model
3. Self-Focus
4. Explicit Monitoring
5. Reinvestment
6. Explicit Knowledge

باقی‌مانده استاندارد شده، $0/95 =$ شاخص برازندگی تاکر لوئیس و $0/97 =$ شاخص برازندگی تطبیقی) برازش مناسبی را به دست آوردند. آن‌ها اظهار کردند که شاخص‌های دو به اندازه نمونه حساس است. علاوه بر این، لابر و همکاران (۲۰۱۴) برای تحلیل عاملی تأییدی نسخه فرانسوی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه تصمیم و حرکت و تعیین برازش مدل‌های دو عاملی آن‌ها از شاخص‌های مذکور استفاده نمودند. در پژوهش آن‌ها تحلیل عاملی تأییدی اولیه مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم، مقادیر $(0/72)$ برای شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استاندارد شده، $(0/87)$ برای شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، $(0/89)$ برای شاخص برازندگی تطبیقی و $(0/86)$ را برای شاخص برازندگی تاکر لوئیس به دست داد. شایان ذکر است از آنجایی که اعداد به دست آمده پایین‌تر از نقاط برش مورد نظر بودند، آن‌ها پس از انجام اصلاحات پیشنهادی، برازش مناسبی را برای مدل دو عاملی مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم گزارش کردند $(0/05 =$ شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، $0/06 =$ شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استاندارد شده، $0/95 =$ شاخص برازندگی تاکر لوئیس و $0/96 =$ شاخص برازندگی تطبیقی). در شاخص‌هایی که در تحلیل عاملی مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم مشترک گزارش شده است، شاخص نیکویی برازش در این پژوهش بالاتر از نسخه اولیه (کینراد و همکاران، ۲۰۱۰، ص. ۱۱۳۱) به دست آمد؛ اما شاخص برازندگی تطبیقی در هر دو پژوهش بسیار نزدیک به یکدیگر بود. شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین نیز در این پژوهش $(0/07)$ پایین‌تر از نسخه اولیه $(0/09)$ به دست آمد. به نظر می‌رسد که هر دو پژوهش مقادیر قابل قبولی را در تحلیل ساختار دو عاملی مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم به دست آورده‌اند؛ اما در تحلیل عاملی نسخه‌های آلمانی (لابرد و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۷۸) و فرانسوی (لابرد و

کینراد و همکاران (۲۰۱۰)، لابر و همکاران (۲۰۱۵) و لابر و همکاران (۲۰۱۴) هم‌راستا بود. کینراد و همکاران (۲۰۱۰) پس از ایجاد مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم و پس از آزمون تحلیل عاملی تأییدی چهار مدل تک‌عاملی، دو عاملی، سه عاملی و چهار عاملی این مقیاس، تنها مدل دو عاملی را تأیید نمودند. آن‌ها گزارش کردند که به جز شاخص نیکویی برازش $(0/90 <)$ ، سایر شاخص‌ها (شاخص برازندگی تطبیقی، شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استاندارد شده، شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین و شاخص برازندگی آکائیکه^{۱)} برازش مدل دو عاملی را خوب نشان می‌دهند. لابر و همکاران (۲۰۱۵) نیز در بخش اول پژوهش خود به بومی‌سازی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه حرکت و ویژه تصمیم به زبان آلمانی پرداختند. آن‌ها در ابتدا نتوانستند برای مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت، برازش مناسبی را برای مدل دو عاملی فراهم آوردند. در این پژوهش بارهای عاملی استاندارد شده برای تمامی گویه‌ها به استثنای آیتم هفت $(0/35)$ بین $(0/44)$ تا $(0/71)$ به دست آمد و پس از حذف آیتم هفت از عامل پردازش حرکتی هوشیار، برازش مناسبی از مدل دو عاملی مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت گزارش گردید $(0/05 =$ شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، $0/06 =$ شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استاندارد شده، $0/95 =$ شاخص برازندگی تاکر لوئیس و $0/96 =$ شاخص برازندگی تطبیقی). همچنین، این پژوهشگران برای مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم پس از انجام تحلیل عاملی تأییدی، بارهای عاملی استاندارد را در دامنه‌ای میان $(0/46)$ تا $(0/88)$ گزارش کردند و به جز شاخص‌های دو، در سایر شاخص‌ها $(0/05 =$ شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، $0/06 =$ شاخص ریشه میانگین مربعات

1. Akaike Information Criterion

شاخص‌های گزارش‌شده برازش مناسبی را نشان دادند، گویه‌ای در این مقیاس‌ها حذف نگردید و ساختار ۱۰ گویه‌ای و ۱۳ گویه‌ای مقیاس‌های بازپردازش ویژه حرکت و تصمیم حفظ گردید.

نتایج حاصل از هم‌سانی درونی مقیاس‌های ۱۰ آیتمی بازپردازش ویژه حرکت با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای عامل پردازش حرکتی هوشیار معادل (۰/۸) و برای عامل خودآگاهی حرکتی معادل (۰/۷۳) به‌دست آمد که از مقدار قابل‌قبول (۰/۷) بالاتر بوده و نشان از قابل‌قبول بودن همسانی درونی عامل‌های این مقیاس دارد. نتایج به‌دست‌آمده در این بخش با یافته‌های مسترز و همکاران (۲۰۰۵)، لایبرد و همکاران (۲۰۱۵)، کلامپفل و همکاران^۱ (۲۰۱۳) الف و ب) و مالهوترا و همکاران (۲۰۱۳) همسو می‌باشد. این پژوهشگران ضرایبی بین (۰/۶۷) تا (۰/۷۸) را برای عامل خودآگاهی حرکتی و (۰/۷۱) تا (۰/۷۳) را برای عامل پردازش حرکتی هوشیار در این مقیاس گزارش کردند. علاوه‌براین، درمورد مقیاس بازپردازش ویژه تصمیم، ضرایب آلفای کرونباخ در این پژوهش برای عوامل بازپردازش تصمیم و نوشخوار فکری به‌ترتیب برابر با (۰/۷۹) و (۰/۸) به‌دست آمد. شایان‌ذکر است که ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل بازپردازش تصمیم و نوشخوار فکری در پژوهش کینراد و همکاران (۲۰۱۰) به‌ترتیب (۰/۸۹) و (۰/۹۱)، در پژوهش لایبرد و همکاران (۲۰۱۵) (۰/۸۲) و (۰/۸۴)، در پژوهش لایبرد و همکاران (۲۰۱۴) (۰/۷۶) و (۰/۸۴) و در پژوهش کینراد و همکاران (۲۰۱۵) (۰/۸) و (۰/۸۵) گزارش شد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، این ضرایب در پژوهش‌های پیشین بالاتر از پژوهش حاضر بوده و به‌نظر می‌رسد که نسخه‌های انگلیسی، آلمانی و فرانسوی توانسته‌اند همسانی درونی بالاتری را برای این مقیاس به‌دست آورند. این احتمال وجود

همکاران، ۲۰۱۴، ص. ۲۴۱)، شاخص برازندگی تطبیقی مقیاس‌های بازپردازش ویژه تصمیم و حرکت، بالاتر از میزان آن در پژوهش حاضر بود و شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، پایین‌تر از میزان آن در پژوهش حاضر به‌دست آمد. لازم‌به‌ذکر است که پژوهش‌های مذکور برازش مناسب‌تری را نسبت به این پژوهش گزارش کرده‌اند.

نتایج تحلیل عاملی مقیاس‌های بازپردازش ویژه تصمیم و حرکت و نیز بررسی بارگیری گویه‌ها روی عامل‌های هر مقیاس در پژوهش حاضر، ساختار دو عاملی مقیاس‌ها را تأیید نمود. در این پژوهش پایین‌ترین بار عاملی در مقیاس بازپردازش ویژه حرکت از آن گویه یک و در مقیاس بازپردازش ویژه تصمیم از آن گویه شش بود و بالاترین بار عاملی در مقیاس‌های مذکور به‌ترتیب مربوط به گویه شش و ۱۳ بود. در این راستا، جدول مربوط به بارهای عاملی نشان می‌دهد که با توجه به خطای استاندارد، تمامی برآوردها از نظر تحلیل معنادار می‌باشند و همه گویه‌ها نسبت به عامل‌های خود در سطح بالایی بارگذاری شده‌اند. این بخش از نتایج با یافته‌های پژوهش کینراد و همکاران (۲۰۱۰) درخصوص مقیاس بازپردازش ویژه تصمیم و همچنین، نسخه اصلی مقیاس بازپردازش ویژه حرکت (مسترز و همکاران، ۲۰۰۵) و پژوهش‌های لایبرد و همکاران (۲۰۱۴) و لایبرد و همکاران (۲۰۱۵) درمورد تأیید ساختار دو عاملی هر دو مقیاس هم‌راستا بود. تنها در پژوهش لایبرد و همکاران (۲۰۱۵) بار عاملی گویه هفت مقیاس بازپردازش ویژه حرکت، پایین گزارش شد و لذا، این پژوهشگران گویه مزبور را حذف نموده و نسخه نه آیتمی این مقیاس را تأیید کردند. در این پژوهش نیز بار عاملی گویه نه در مقیاس بازپردازش ویژه حرکت و همچنین، بار عاملی در گویه شش بازپردازش ویژه تصمیم، پایین‌تر از بار عاملی گویه‌های دیگر بود؛ اما از آن‌جاکه ارزش تی در این گویه‌ها بالا بود و

1. Klämpfl, Lobinger & Raab

درمجموع، از یافته‌های این پژوهش می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که شاخص روایی محتوا، نسبت روایی محتوا، تحلیل عاملی تأییدی، ضرایب آلفای کرونباخ و ضرایب هم‌بستگی درون‌طبقه‌ای، روایی، هم‌سانی درونی و پایایی مقیاس‌های بازپزدازش ویژه حرکت و تصمیم را تأیید نموده و از ساختار دوعاملی مقیاس‌های فوق حمایت می‌کنند.

ذکر این نکته ضرورت دارد که در این پژوهش تنها ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس‌ها مورد بررسی قرار گرفت؛ درحالی‌که شیوه‌های دیگری نظیر روایی هم‌گرا و واگرا و استفاده از سنج‌های معتبر دیگری می‌تواند برای به‌دست‌آوردن روایی هم‌زمان این مقیاس‌ها در پژوهش‌های آتی به‌کار گرفته شود؛ به‌عنوان مثال، لابرده و همکاران (۲۰۱۴) از پرسش‌نامه‌های "اولویت تفکر تأملی و شهودی" و همچنین، پرسش‌نامه "تصمیم‌گیری ملبورن" برای آزمون روایی هم‌زمان استفاده نمودند. در پژوهش دیگری، لابرده و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی ارتباط بین امتیازات بازپزدازش و کمال‌گرایی، خودآگاهی و نوشخوار فکری پرداختند. استفاده از پروتکل‌های رفتاری (با استفاده از تکالیف آزمایشگاهی مانند تکلیف جستجوی بصری (لابرده و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۸۴)، تکلیف شبیه‌سازی بسکتبال (کینراد و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۱۱)، تکلیف گلف (کلامپفل و همکاران، ۲۰۱۳، الف، ص. ۱۲۷۰) و یا مطالعات میدانی مانند مسابقات تنبال و هاکی (جکسون و همکاران، ۲۰۱۳، ص. ۳۳۲) و بررسی ارتباط آن‌ها با میزان بازپزدازش ورزشکاران در شرایط پرفشار، حیطة پژوهشی دیگری است که می‌تواند بینش روشن‌تری از ارتباط این تمایل با اجرا و ویژگی‌های روان‌شناختی مانند تصمیم‌گیری را فراهم آورد.

بازپزدازش به‌عنوان یک ویژگی شخصیتی که در طول زمان ثابت می‌باشد، معرفی شده است (مسترز، پولمان و هاماند، ۱۹۹۳، ص. ۶۵۶). طراحی مقیاس‌های

دارد که آزمودنی‌های فارسی‌زبان، سؤالات این مقیاس‌ها به‌ویژه مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم را به‌گونه‌ای متفاوت‌تر درک کرده باشند.

علاوه‌براین، نتایج پایایی زمانی خرده‌مقیاس‌های بازپزدازش ویژه حرکت و تصمیم با استفاده از ضریب هم‌بستگی درون‌طبقه‌ای، مقادیر قابل‌قبولی (با توجه به معیار (۰/۷) (تروی^۱ و همکاران، ۲۰۰۷، ص. ۳۷) را نشان داد و قابلیت تکرارپذیری مقیاس‌های مذکور را تأیید نمود. نتایج این پژوهش در خرده‌مقیاس پزدازش حرکتی هوشیار با نتایج پژوهش‌های کلاین^۲ و همکاران (۲۰۱۲)، لابرده و همکاران (۲۰۱۵) و مسترز و همکاران (۲۰۰۵) همسو بود. همچنین، در خرده‌مقیاس خودآگاهی حرکتی با پژوهش کلاین و همکاران (۲۰۱۲) همخوان بود؛ اما با پژوهش لابرده و همکاران (۲۰۱۵) و مسترز و همکاران (۲۰۰۵) مغایرت داشت. مسترز و همکاران (۲۰۰۵) ضرابی بین (۰/۶۷) تا (۰/۷۶) را برای پایایی زمانی نسخه اصلی مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت گزارش کردند. کلاین و همکاران (۲۰۱۲) نیز از طریق آزمون هم‌بستگی درون‌طبقه‌ای برای خرده‌مقیاس پزدازش حرکتی هوشیار و خودآگاهی حرکتی به‌ترتیب مقادیر (۰/۸۵) و (۰/۷۳) را به‌دست آوردند؛ اما لابرده و همکاران (۲۰۱۵) برای خرده‌مقیاس پزدازش حرکتی هوشیار مقدار (۰/۷۸) را گزارش نمودند و در مقیاس خودآگاهی حرکتی، مقدار (۰/۶۱) را که پایین‌تر از معیار (۰/۷) بود، به‌دست آوردند. علاوه‌براین، کلاین و همکاران (۲۰۱۲) در نسخه آلمانی مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت از پاسخ‌های دوگزینه‌ای (بله/ خیر) استفاده نمودند که شاید علت تفاوت مقادیر به‌دست‌آمده در این پژوهش با پژوهش مذکور، شیوه پاسخ‌دهی دوگزینه‌ای به گویه‌های مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت باشد.

1. Terwee
2. Kleylen

بازپرداش ویژه تصمیم (کینراد و همکاران، ۲۰۱۰) برای سنجش میزان تمایل فرد به انجام آن مطرح گردید. روایی و پایایی این مقیاس‌ها در پژوهش‌های متعدد و به زبان‌های مختلف به‌دست آمده است (جکسون و همکاران، ۲۰۱۳، ص. ۳۴۷؛ کلامپفل و همکاران، ۲۰۱۳، الف، ص. ۱۲۸۳؛ لایرد و همکاران، ۲۰۱۴، ص. ۳۴۱؛ کینراد و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۱۷؛ لایرد و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۸۵).

در این پژوهش ابتدا مقیاس‌های بازپرداش ویژه حرکت و تصمیم به زبان فارسی برگردانده شد و سپس، روایی و پایایی این مقیاس‌ها به‌دست آمد. به‌نظر می‌رسد که بتوان از نسخه فارسی این مقیاس‌ها برای بررسی میزان تمایل افراد به بازپرداش حین اجرای مهارت حرکتی و یا حین ایجاد یک تصمیم نیز استفاده نمود. همچنین، می‌توان از این ابزار در موقعیت‌های پرفشار که احتمال اختلال اجرا وجود خواهد داشت برای ارزیابی علل بروز اجرایی پایین‌تر از حد انتظار و یا تصمیم‌گیری‌های نامناسب بهره برد. استفاده از چنین مقیاس‌هایی مربیان را قادر می‌سازد آشنایی بیشتری با تمایلات روان‌شناختی ورزشکاران خود در تجزیه و تحلیل حرکات و شیوه تصمیم‌گیری‌ها حاصل کنند و لذا، راه‌کارهایی را برای ایجاد زمینه‌های مناسب اجرای مطلوب در شرایط تمرین و به‌ویژه مسابقه که معمولاً شرایط پرفشاری است، به‌کار گیرند.

بازپرداش با هدف اندازه‌گیری تمایل افراد به کنترل هوشیار اجرای مهارت حرکتی و شناختی تحت فشار و پژوهش‌هایی که در مورد ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس‌ها صورت گرفته است (لایرد و همکاران، ۲۰۱۴، ص. ۳۴۲؛ لایرد و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۸۵؛ کینراد و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۱۷)، نوعی حمایت از رویکرد خودتمرکزی قلمداد می‌شود. در مقابل، رویکرد حواس‌پرتی قرار دارد. در این رویکرد فرض بر این است که در شرایط تحت فشار، توجه بر جنبه‌های غیرمرتبط با تکلیف متمرکز می‌باشد؛ بنابراین، ظرفیت حافظه کاری برای پردازش تکلیف در حال انجام کم می‌شود. شایان‌ذکر است که به‌دست آوردن روایی و پایایی برای این مقیاس‌ها در حمایت از نظریه بازپرداش قرار دارد. از سوی دیگر، این مقیاس‌ها بر پایه مقیاس‌های اولیه موجود در این زمینه ساخته شده‌اند و جنبه‌هایی از حواس‌پرتی را نیز در خود مستتر دارند. به‌نظر می‌رسد عامل نوشخوار فکری که مرور اشتباهات گذشته در تصمیم‌گیری را منعکس می‌کند، به‌نوعی با نظریه حواس‌پرتی در ارتباط می‌باشد (کینراد و همکاران، ۲۰۱۵، ص. ۱۷)؛ از این رو، پژوهش‌های آینده می‌توانند با چنین پیش‌فرضی و با استفاده از این مقیاس‌ها به پژوهش در هر دو حیطة بپردازند.

پس از ارائه فرضیه بازپرداش (مسترز، ۱۹۹۲)، مقیاس‌های بازپرداش (مسترز و همکاران، ۱۹۹۳)، بازپرداش ویژه حرکت (مسترز و همکاران، ۲۰۰۵) و

منابع

1. Asgari, Z., & Abdoli, B. (2014). Investigate the relationship between reinvestment and sport performance under psychological pressure: Examination of reinvestment theory. *Motor Behavior*, 6(16), 29-42. (In Persian).

2. Baumeister, R. F. (1984). Choking under pressure: Self-consciousness and paradoxical effects of incentives on skillful performance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46(3), 610.

3. Belletier, C., Davranche, K., Tellier, I. S., Dumas, F., Vidal, F., Hasbroucq, T., & Huguet, P. (2015). Choking under monitoring pressure: Being watched by the experimenter reduces executive attention. *Psychonomic Bulletin & Review*, 22(5), 1410-16 .
4. Hambleton, R., Sireci, S., & Robin, F. (1999). Adapting credentialing exams for use in multiple languages. *Clear Exam Review*, 10(2), 24-28 .
5. Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
6. Iwatsuki, T., & Wright, P. (2016). Relationships among movement reinvestment, decision-making, and perceived choking. *International Journal of Coaching Science*, 10(1), 25-35.
7. Jackson, R. C., Ashford, K. J., & Norsworthy, G. (2006). Attentional focus, dispositional reinvestment, and skilled motor performance under pressure. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 28(1), 49-68.
8. Jackson, R. C., Kinrade, N. P., Hicks, T., & Wills, R. (2013). Individual propensity for reinvestment: Field-based evidence for the predictive validity of three scales. *International Journal of Sport Psychology*, 44(4), 331-50 .
9. Kinrade, N. P., Jackson, R. C., & Ashford, K. J. (2010). Dispositional reinvestment and skill failure in cognitive and motor tasks. *Psychology of Sport and Exercise*, 11(4), 312-19 .
10. Kinrade, N. P., Jackson, R. C., & Ashford, K. J. (2015). Reinvestment, task complexity and decision making under pressure in basketball. *Psychology of Sport and Exercise*, 20, 11-19 .
11. Kinrade, N. P., Jackson, R. C., Ashford, K. J., & Bishop, D. T. (2010). Development and validation of the decision-specific reinvestment scale. *Journal of Sports Sciences*, 28(10), 1127-35 .
12. Klämpfl, M. K., Lobinger, B. H., & Raab, M. (2013). How to detect the yips in golf. *Human Movement Science*, 32(6), 1270-87.
13. Klämpfl, M. K., Lobinger, B. H., & Raab, M. (2013). Reinvestment—the cause of the Yips? *PloS one*, 8(12), e82470 .
14. Kleynen, M., Braun, S. M., Beurskens, A. J., Verbunt, J. A., de Bie, R. A., & Masters, R. S. (2013). Investigating the Dutch movement-specific reinvestment scale in people with stroke. *Clinical rehabilitation*, 27(2), 160-165.
15. Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. 4th Eds. Guilford Publications. 400-560.16.
16. Laborde, S., Dosseville, F., & Kinrade, N. P. (2014). Decision-specific reinvestment scale: An exploration of its construct validity, and association with stress and coping appraisals. *Psychology of Sport and Exercise*, 15(3), 238-46 .
17. Laborde, S., Furley, P., & Schempp, C. (2015). The relationship between working memory, reinvestment, and heart rate variability. *Physiology & Behavior*, 139, 430-36 .
18. Laborde, S., Musculus, L., Kalicinski, M., Klämpfl, M. K., Kinrade, N. P., & Lobinger, B. H. (2015). Reinvestment: Examining convergent, discriminant, and criterion validity using psychometric and behavioral measures. *Personality and Individual Differences*, 78, 77-87 .
19. Malhotra, N., Poolton, J. M., Wilson, M. R., Ngo, K., & Masters, R. S. (2012). Conscious monitoring and control (reinvestment) in surgical performance under pressure. *Surgical Endoscopy*, 26(9), 2423-29 .
20. Malhotra, N., Poolton, J. M., Wilson, M. R., Uiga, L., & Masters, R. (2015). Examining movement-specific reinvestment and performance in demanding contexts. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 37(3), 327-38 .
21. Martens, R., Burton, D., Vealey, R. S., Bump, L. A., & Smith, D. E. (1990). Development and validation of the Competitive State Anxiety Inventory-2 (pp.

- 127-140). En R. Martens, R. S. Vealey, & D. Burton (Eds.), *Competitive anxiety in sport*. Champaign, Illinois: Human Kinetics. .
22. Masters, R. S. W., Eves, F. F., & Maxwell, J. P. (2005). Development of a movement specific reinvestment scale. In International Society of Sport Psychology (ISSP) World Congress. International Society of Sport Psychology (ISSP). Sydney, Australia, 15-19 August.
23. Masters, R., Polman, R. C., & Hammond, N. (1993). Reinvestment: A dimension of personality implicated in skill breakdown under pressure. *Personality and Individual Differences*, 14(5), 655-66 .
24. Masters, R. S., & Maxwell, J. P. (2004). Implicit motor learning, reinvestment and movement disruption: What you don't know won't hurt you? In A. M. Williams & N. J. Hodge (Eds.), *Skill acquisition in sport: Research, theory and practice* (Pp. 207-28). London, UK: Routledge.
25. Orrell, A., Masters, R., & Eves, F. (2009). Reinvestment and movement disruption following stroke. *Neurorehabilitation and Neural Repair*, 23(2), 177-83 .
26. Otten, M. P. (2009). Choking vs. clutch performance: A study of sport performance under pressure. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 31, 583-601 .
27. Saif, A. A. (2014). Measurement, assessment, and evaluation in psychology and educational sciences. Tehran: Doran Pub. P. 526-93. (In Persian).
28. Tenenbaum, G., Eklund, R., & Kamata, A. (2012). Measurement in sport and exercise psychology. *Human Kinetics*. 647-649.
29. Terwee, C. B., Bot, S. D., de Boer, M. R., van der Windt, D. A., Knol, D. L., Dekker, J., de Vet, H. C. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), 34-42 .
30. Wong, W. L., Masters, R. S. W., Maxwell, J. P., & Abernethy, A. B. (2008). Reinvestment and falls in community-dwelling older adults. *Neurorehabilitation and Neural Repair*, 22(4), 410-414.

استناد به مقاله

سلیمانی‌راد، م.، طهماسبی بروجنی، ش. و مهرصفر، امیرحسین. (۱۳۹۶). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس‌های بازپردازش ویژه تصمیم و حرکت. *مجله مطالعات روان‌شناسی ورزشی*، (۲۰)، ۹۷-۱۱۸.

شناسه دیجیتال: 10.22089/spsyj.2017.3281.1338

Soleimanirad, M., Tahmasebi Boroujeni, Sh., & Mehrafar, A. H. (2017). Psychometric properties of Persian version of movement and decision specific reinvestment scales. *Journal of Sport Psychology Studies*, (20), 97-118. (In Persian).

Doi: 10.22089/spsyj.2017.3281.1338

مقیاس بازپزدازش ویژه حرکت

جملات زیر تعدادی عبارت درباره حرکات شما حین مسابقه هستند. در زیر هر عبارت، پاسخی از "کاملاً موافقم" تا "کاملاً مخالفم" درج شده است. هیچ پاسخ درست یا غلطی وجود ندارد و پاسخ شما به هر عبارت تنها بیانگر بهترین توصیف‌کننده احساس شما می‌باشد.

۱. زمان‌هایی را که حرکاتم موجب شکست من می‌شوند (حتی شکستی کوچک)، به ندرت فراموش می‌کنم.

کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
همیشه تلاش می‌کنم علت شکست حرکاتم را کشف کنم.

۲. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
اغلب در مورد حرکاتم زیاد فکر می‌کنم.

۳. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
همیشه تلاش می‌کنم هنگام اجرای حرکاتم درباره آن‌ها فکر کنم.

۴. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
همیشه به این که هنگام اجرای حرکت، چطور دیده شوم توجه دارم.

۵. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
گاهی اوقات احساس می‌کنم در حال تماشای حرکات خود هستم.

۶. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
هنگام اجرای یک حرکت درباره شیوه‌ای که ذهن و بدن من کار می‌کند آگاهی دارم.

۷. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
درباره استایل حرکتیم نگرانم.

۸. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
اگر تصویرم را در یک آینه ببینم، حرکاتم را بررسی می‌کنم.

۹. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
هنگامی که حرکت می‌کنم نگران این هستم که افراد چطور در مورد من فکر می‌کنند.

۱۰. کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم کمی مخالفم کمی موافقم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
مقیاس بازپزدازش ویژه تصمیم

جملات زیر تعدادی عبارت درباره تصمیمات شما حین مسابقه هستند. در زیر هر عبارت، پاسخی از "کاملاً مخالفم" تا "کاملاً موافقم" درج شده است. هیچ پاسخ درست یا غلطی وجود ندارد و پاسخ شما به هر عبارت تنها بیانگر بهترین توصیف‌کننده احساس شما می‌باشد.

۱- همیشه تلاش می‌کنم بفهمم که چطور تصمیم می‌گیرم.

کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم

- ۲- در خصوص سبک تصمیم‌گیری خود نگرانم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۳- تصمیمات ضعیفی که گرفته‌ام را تا مدتی طولانی پس از آن یادآوری می‌کنم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۴- به‌طور مداوم علت تصمیم‌گیری‌هایم را بررسی می‌کنم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۵- تحریک می‌شوم تنها در مورد تصمیمات ضعیفی که گرفته‌ام فکر کنم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۶- برخی اوقات احساس می‌کنم بر فرایند تصمیم‌گیری خود نظارت دارم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۷- اغلب متوجه می‌شوم که بارها و بارها در حال فکر کردن به تصمیمات ضعیفی که گرفته‌ام هستم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۸- تا مدت‌ها پس از یک رویداد در مورد تصمیمات درستی که می‌توانستم بگیرم فکر می‌کنم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۹- از تغییرات در میزان تفکراتی که برای تصمیماتم اختصاص می‌دهم، آگاهم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۱۰- از این که ذهنم هنگام تصمیم‌گیری چطور کار می‌کند آگاهم.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۱۱- به‌ندرت دفعاتی که تصمیمات بدی گرفته‌ام را فراموش می‌کنم؛ حتی در کوچکترین موارد.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۱۲- هنگامی که تصمیمات ضعیف قبلی را یادآوری می‌کنم، احساس می‌کنم تمامی آن‌ها مجدداً اتفاق می‌افتند.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم
- ۱۳- نگران این هستم که دیگران چطور در مورد تصمیمات من فکر می‌کنند.
کاملاً مخالفم نسبتاً مخالفم نظری ندارم نسبتاً موافقم کاملاً موافقم

Psychometric Properties of Persian Version of Movement- and Decision -Specific Reinvestment Scales

Mohammad Soleimanirad¹, Shahzad Tahmasebi Boroujeni², and Amir Hossein Mehrsafari³

Received: 2016/11/05

Accepted: 2017/02/12

Abstract

The aim of this study was to examine the validity and reliability of Persian version of decision and movement specific reinvestment scales. The original form of decision specific reinvestment scale comprises 13 items and 2 subscales including: decision rumination and decision reinvestment and movement specific reinvestment scale comprises 10 items and 2 subscales including movement self-consciousness and conscious motor processing. 239 questionnaires completed by 18-35 years-old athletes. Construct validity were used to estimate models. Confirmatory factor analysis used for validation of structure of scales, Cronbach's alpha coefficient used for internal consistency and intra-class correlation coefficient under test-retest method used to study temporal reliability of scales. The result showed that Persian version of the scales provided support for the two-factor model of both scales, thus validity and reliability confirmed. In conclusion, Persian version of the decision and movement specific reinvestment scales recommended to measure athlete's propensity to reinvestment in competitive conditions.

Keywords: Decision-Specific Reinvestment, Movement-Specific Reinvestment, Construct Validity, Internal Consistency, Athlete

1. Ph. D Student of Motor Learning, University of Tehran

2. Associate Professor of Motor Behavior, University of Tehran (Corresponding Author)

Email: shahzadtahmaseb@ut.ac.ir

3. M.Sc. of Sport Psychology, University of Tehran