

October–November 2021, Volume 10, Issue 5

The Mediating Role of Mindfulness in the Relationship between Distress Tolerance and Procrastination in Women Athletic in District 3, Tehran

Forouzan Rostami^{1*}, Hanie Fereydoonfar²

1- Assistant Professor, Department of Nursing, Faculty of Nursing and Midwifery, Islamic Azad University, Chalous Branch, Chalous, Iran.

2-Master of Clinical Psychology, Department of Psychology, Faculty of Human Sciences & Psychology. Islamic Azad University, Chalous Branch, Chalous, Iran.

Corresponding author: Forouzan Rostami, Assistant Professor, Department of Nursing, Faculty of Nursing and Midwifery, Islamic Azad University, Chalous Branch, Chalous, Iran.

E-mail: frznrostami@yahoo.com

Received: 5 Dec 2020

Accepted: 19 March 2021

Abstract

Introduction: Mindfulness skills are one of the most important concepts in increasing tolerance for anxiety and procrastination. The aim of this study was to determine the mediating role of mindfulness in the relationship between distress tolerance and procrastination in women athletes.

Methods: The method of this research is descriptive-correlation. The statistical population in the present study included all female athletes in District 3 of Tehran in 2016-2017. 350 people entered the study through convenience sampling and estimating the number of samples from Tabachnick & Fidell formula. Research instruments included: demographic questionnaire, “Kentucky Inventory Mindfulness Skills”, “Distress Tolerance Scale”, and “Procrastination Scale”. The validity and reliability of the instruments were confirmed to previous studies. Data analysis was performed in SPSS. 22 and LISREL . 8.80.

Results: Between the components of the “Kentucky Inventory Mindfulness Skills” (observation, description, focus, and acceptance) and the subscales of the “Distress Tolerance Scale” (tolerating emotional distress, absorption by negative emotions, mental distress estimate, and adjust efforts to alleviate anxiety) there was a direct and significant correlation ($P < 0.05$). The path of distress tolerance towards procrastination was significant ($P < 0.05$ $t \geq 3$). Mindfulness skills were also directly correlated with procrastination ($P < 0.05$; $3 > 2 \leq t$). Also, distress tolerance indirectly with mindfulness skills increases procrastination.

Conclusions: There was a significant correlation between the components of the “Kentucky Inventory Mindfulness Skills”, “Distress Tolerance Scale”, and “Procrastination Scale”. in female athletes. It is suggested that training courses be held to explain the effect of mindfulness and distress tolerance in reducing procrastination.

Keywords: Mindfulness, Distress Tolerance, Procrastination, Athletes.

نقش واسطه ای مهارت های ذهن آگاهی در ارتباط بین تحمل پریشانی با تعلل ورزی در بانوان ورزشکار منطقه ۳ تهران

فروزان رستمی^{۱*}، هانیه فریدونفر^۲

۱ - استادیار، گروه پرستاری، دانشکده پرستاری و مامایی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس، چالوس، ایران.
۲ - کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی و روانشناسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس، چالوس، ایران.

نویسنده مسئول: فروزان رستمی، استادیار، گروه پرستاری، دانشکده پرستاری و مامایی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس، چالوس، ایران.
ایمیل: frznrostami@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۲۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۹/۱۴

چکیده

مقدمه: مهارت های ذهن آگاهی یکی از مفاهیم مهم در افزایش تحمل پریشانی و تعلل ورزی می باشد. هدف از پژوهش حاضر تعیین نقش واسطه ای ذهن آگاهی در ارتباط بین تحمل پریشانی با تعلل ورزی در بانوان ورزشکار بود.

روش کار: روش انجام این پژوهش، توصیفی- همبستگی بود. جامعه آماری در پژوهش حاضر شامل کلیه بانوان ورزشکار منطقه ۳ تهران در سال ۱۳۹۶-۱۳۹۵ بودند. ۳۵۰ تن به روش نمونه گیری سهمیه ای و از طریق نمونه گیری در دسترس و برآورد تعداد نمونه از فرمول Tabachnick & Fidell وارد مطالعه شدند. ابزارهای پژوهش شامل پرسشنامه جمعیت شناختی، "سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی" (Kentaki Inventory Mindfulness Skills)، "مقیاس تحمل پریشانی" (Distress Tolerance Scale) و "مقیاس تعلل ورزی" (Procrastination Scale) بود. روایی و پایایی ابزارها در پژوهش های پیشین تایید شده است. تحلیل داده ها در نرم افزارهای آماری اس پی اس نسخه ۲۲ و لیزرل نسخه ۸/۸۰ انجام شد.

یافته ها: بین مولفه های "سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی" (مشاهده، توصیف، تمرکز و پذیرش) با زیرمقیاس های "مقیاس تحمل پریشانی" (تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن به وسیله هیجانات منفی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی) همبستگی مستقیم و معناداری وجود داشت ($P < 0/05$). مسیر تحمل پریشانی به سمت تعلل ورزی معنادار بود ($P < 0/05$; $t \geq 3$). در واقع تحمل پریشانی به طور مستقیم با تعلل ورزی همبستگی دارد. مهارت های ذهن آگاهی نیز بطور مستقیم با تعلل ورزی همبستگی داشت ($P < 0/05$; $t \geq 3$). همچنین، تحمل پریشانی از راه غیرمستقیم با مهارت های ذهن آگاهی باعث افزایش تعلل ورزی می شود.

نتیجه گیری: بین مولفه های "سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی" با "مقیاس تحمل پریشانی" و "مقیاس تعلل ورزی" در بانوان ورزشکار، همبستگی معناداری وجود داشت. پیشنهاد می شود، دوره های آموزشی که به تشریح تاثیر ذهن آگاهی و تحمل پریشانی در کاهش تعلل ورزی پرداخته شود، برگزار گردد.

کلیدواژه ها: ذهن آگاهی، تحمل پریشانی، تعلل ورزی، ورزشکار.

مقدمه

این افراد می خواهند و در واقع آرزو دارند که بتوانند تکالیف خود را به موقع انجام دهند (۱). تعلل ورزی را به عنوان نبود عملکرد خود تنظیم گری و گرایش رفتاری در به تاخیر انداختن آنچه برای رسیدن به هدف ضروری است، می دانند (۲). در واقع تعلل ورزی را به تاخیر انداختن یا

تعلل ورزی (procrastination)، در انجام وظایف یکی از مشکلاتی است که افراد مختلف در زندگی با آن مواجه می شوند و به طور مرتب با خود قرار می گذارند که مثلاً کار را فردا یا روز دیگری انجام خواهند داد. بسیاری از

جدید خودداری نمایند.

از سوی دیگر، با توجه به اینکه به نظر می رسد افراد با تحمل پریشانی پایین بر فرایندهای ذهنی خود، آگاهی نداشته و نمی توانند درک درستی از واقعیت داشته باشند که این مسئله می تواند ناشی از عدم آگاهی ذهنی این افراد در لحظه انجام فعالیت ها، باشد. لیکن عدم وجود ذهن آگاهی (mindfulness) می تواند به عنوان عامل پیوند دهنده تحمل پریشانی به تعلل ورزی تلقی گردد (۷). ذهن آگاهی به معنای توجه ویژه به اهداف زمان حال و توجه بدون قضاوت است و ذهن آگاهی به عنوان یک حالت ذهنی تعریف شده است که روی تجربیات در زمان حال، بدون قضاوت و داوری متمرکز است (۸). بعبارت بهتر، ذهن آگاهی به عنوان مشاهده جریان مداوم چگونگی بوجود آمدن محرک های درونی و بیرونی می باشد (۹). بنابراین، با عنایت به موارد مذکور، استنباط می شود که عدم تحمل پریشانی و ذهن آگاهی معضلات فراوانی داشته و ظاهراً موجب کاهش عملکرد بهینه فرد می شود. پژوهش های متعددی در زمینه ذهن آگاهی و تعلل ورزی (۶، ۱)، تحمل پریشانی در زنان ورزشکار (۷) انجام شده ولی پژوهشی که به بررسی نقش مهارت های ذهن آگاهی در ارتباط بین تحمل پریشانی با تعلل ورزی در بانوان ورزشکار پرداخته باشد، یافت نگردید. لذا، پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش واسطه ای ذهن آگاهی در ارتباط بین تحمل پریشانی با تعلل ورزی در بانوان ورزشکار منطقه ۳ تهران انجام شد.

روش کار

روش پژوهش حاضر توصیفی-همبستگی می باشد. جامعه آماری شامل کلیه بانوان ورزشکار (انجام هر نوع ورزش و تمرینی به طور مستمر و از روی برنامه) در تهران بود. از بین ۲۲ منطقه تهران، منطقه ۳ با توجه به در دسترس بودن در سال ۱۳۹۶-۱۳۹۵ انتخاب شد. شایان ذکر است که منطقه ۳، شامل ۱۴ باشگاه ورزشی بانوان بود. از هر کدام از ۱۴ باشگاه، ۲۰ تا ۳۰ نمونه بطور در دسترس انتخاب شد. برآورد تعداد نمونه از فرمول Tabachnick & Fidell (۱۰) استفاده شد. نمونه گیری به روش در دسترس از بین باشگاه های ورزشی بانوان انجام شد. به منظور بررسی کفایت تعداد نمونه در الگو یابی بر اساس تعداد متغیرهای مشاهده شده از فرمول Tabachnick & Fidell (۱۰) استفاده شد (در این فرمول m تعداد متغیرهای مشاهده شده می باشد؛ در اینجا

به تعویق انداختن عملی تعریف کرده اند که شخص باید انجام دهد و از این رو سطحی از اضطراب ناشی از تعلل ورزی را تجربه می کند (۳). تعلل ورزی یک راهبرد است که افراد برای تنظیم هیجان های منفی به کار می برند و به کمک آن، دست کم به صورت گذرا از هیجان های منفی دور می شوند و احساس بهتری را تجربه می کنند. همچنین تعلل ورزی را نوعی نقص در خودنظم جویی دانسته اند که فرد در کنترل افکار، هیجانات، عواطف و عملکرد خود مطابق با معیارهای مورد نظرش ناتوان است (۴). افراد اهمال کار، دارای اضطراب بالا و پیچیدگی شناختی پایینی هستند و غالباً تمایل دارند موفقیت های خود را به عوامل بیرونی و ناپایدار نسبت دهند. لذا در انجام مسئولیت های زندگی پایداری نشان نمی دهند و کمتر دارای تعهد می باشند. یافته های بسیاری از پژوهش ها نشان می دهد که بین اهمال کاری با مولفه های شخصیتی مانند «برون گرایی و روان رنجوری» همبستگی وجود دارد (۵).

به نظر می رسد از دلایل عمده تعلل ورزی، نگرانی و اضطراب از انجام امور باشد. یکی از دلایل این نگرانی می تواند عدم تحمل پریشانی (distress tolerance) باشد. در واقع عدم تحمل پریشانی باعث می شود که فرد خود را وارد تکلیفی که به عواقب آن نامشخص و نامعلوم است وارد نکند و به طور مدام وظایف خود را به تعویق بیندازد. تحمل پریشانی فرد را به حمایت از مواردی چون سانسور، رهنمون می سازد، به عبارت دیگر، تحمل پریشانی یک ویژگی نامشخص است که به رفتار تجلیات خود شخص مربوط می باشد (۶). تحمل پریشانی گرایش تعمیم یافته ای است به نوعی که فرد را به دیدن موقعیت ها به شکل مبهم تشویق می کند و در نتیجه افرادی که تحمل پریشانی ندارند، رنگ محیط را در سایه های سیاه و سفید جستجو می کنند (۲). منظور از تحمل پریشانی این است که فرد تطبیق خود با محیط تا چه اندازه ای احساس تهدید و مشکل می کند. به عبارت دیگر، تحمل پریشانی یک ویژگی نامشخص است، در صورتیکه مقابله ای موفقیت آمیز داشته باشد در این حالت تحمل پریشانی می تواند فرد می تواند با میل و رغبت تجربه های متفاوت پذیرفته یا موقعیت شناخته شده را ارزیابی نماید (۶). با توجه به تعریف اخیر به نظر می رسد افرادی که تحمل پریشانی ندارند سعی بر آن دارند تا از موقعیت ها و تجربه های

«سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی» دارای ۴ مولفه، «مقیاس تعلل ورزی» دارای ۳ زیر مقیاس مولفه و «مقیاس تحمل پریشانی» دارای ۴ زیر مقیاس می باشد:

$$N > 50 + 8m$$

$$50 + 8(12) = 96$$

با قرار دادن تعداد متغیرهای مشاهده شده در این مطالعه که برابر با ۱۲ متغیر می باشد حداقل تعداد نمونه مورد نیاز برابر با ۹۶ می باشد. لذا همانطور که مشخص است تعداد نمونه در مطالعه حاضر ۳۵۰ تن بوده و از میزان حداقل پیشنهاد شده برای تحلیل بیشتر است. معیارهای ورود به پژوهش شامل مونث بودن، ورزشکار بودن، عدم ابتلاء به اختلالات روانشناختی، دارا بودن حداقل تحصیلات دیپلم، رده سنی ۵۵-۲۰ سال بود. همچنین معیارهای خروج از پژوهش عدم تکمیل کامل پرسشنامه های پژوهش و عدم دریافت هر گونه برنامه آموزشی- روانشناسی قبل و در حین انجام پژوهش بود.

که تعداد ابزار های توزیع شده برابر با ۴۰۰ ابزار بود که در نهایت ۳۵۰ پرسشنامه به طور کامل جمع آوری گردید (نرخ پاسخ دهی ۸۷/۵ درصد). به عبارتی ۵۰ پرسشنامه به طور ناقص تکمیل شده بود که کنار گذاشته شد.

در این پژوهش، جهت گردآوری داده های لازم از ۴ ابزار به شرح ذیل استفاده شد:

پرسشنامه اطلاعات جمعیت شناختی سوالاتی در خصوص سن و تحصیلات را مورد سنجش قرار داد.

«سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی» (Kentaki Inventory Mindfulness Skills) توسط Baer و همکاران در سال ۲۰۰۴ طراحی گردید (۱۱). این سیاهه دارای ۳۹ عبارت و ۴ مولفه مشاهده (observation) (۱۲ عبارت: ۳۹، ۳۷، ۳۳، ۳۰، ۲۹، ۲۵، ۲۱، ۱۷، ۱۳، ۹، ۵، ۱)، توصیف (descriptive) (۸ عبارت: ۳۴، ۲۶، ۲۲، ۱۸، ۱۴، ۱۰، ۶، ۲)، تمرکز (concentration) (۱۰ عبارت: ۳۸، ۳۵، ۳۱، ۲۷، ۲۳، ۱۹، ۱۵، ۱۱، ۷، ۳) و پذیرش (acceptance) (۹ عبارت: ۳۶، ۳۲، ۲۸، ۲۴، ۲۰، ۱۶، ۱۲، ۸، ۴) می باشد. نمره گذاری این ابزار، بصورت طیف لیکرت ۵ درجه ای (خیلی به ندرت تا اکثراً نمره گذاری ۵) می باشد. البته شیوه نمره گذاری در مورد عبارت های ۲۳، ۲۲، ۱۸، ۱۴، ۴، ۳ معکوس می باشد. بیشترین نمره در این ابزار ۱۹۵ و کمترین نمره ۳۹ است. تفسیر نمره بدست آمده به این ترتیب خواهد بود که نمره ۷۸-۳۹: مهارت ذهن آگاهی پایین؛ نمره ۱۱۷-۷۸: مهارت ذهن آگاهی متوسط؛ نمره

بالای ۱۱۷: مهارت ذهن آگاهی بالا تفسیر می گردد (۱۱). Baer و همکاران (۱۱) جهت سنجش روایی محتوا به روش کیفی «سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی» به وسیله ۱۱ تن از روانشناسان بالینی بررسی و مورد تایید گزارش شد. همچنین روایی سازه به روش تحلیل عاملی تاییدی با نمونه ی شامل ۱۳۰ دانشجوی کارشناسی رشته روانشناسی دانشگاه کنتاکی، سنجیده شد که نتایج ۴ مولفه را تایید نمود. همچنین، روایی ملاکی ابزار نامبرده را با عنایت به نمونه فوق، با «مقیاس ارزیابی ذهن آگاهی» (Mindfulness Assessment Scale)، «سیاهه ذهن آگاهی فریبرگ» (Freiburg's Inventory of Mindfulness)، «مقیاس شناختی و عاطفی ذهن آگاهی» (Cognitive and Emotional Scale of Mindfulness) و پرسشنامه ذهن آگاهی (Mindfulness Questionnaire) محاسبه و نتایج، همبستگی معناداری بین این سیاهه و ابزارهای مذکور را نشان داد (اعداد گزارش نشده). بعلاوه، با نمونه ۲۰۵ تن مذکور، پایایی به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ بررسی و نتایج برای مولفه های مشاهده، توصیف، تمرکز و پذیرش به ترتیب ۰/۹۱، ۰/۸۴، ۰/۸۳ و ۰/۸۷ بدست آمد. همچنین با توجه به نمونه فوق، ثبات به روش آزمون مجدد، انجام و ضرایب برای مولفه ها به ترتیب ۰/۶۵، ۰/۸۱، ۰/۸۶ و ۰/۸۳ گزارش شد. Baum و همکاران (۱۲) نیز در پژوهش خود، بر روی نمونه ۱۳۴ تن در آلمان دارای اختلال شخصیت مرزی، اختلال تنش پس از سانحه و افسردگی اساسی و ۱۰۰ تن افراد انگلیسی (دارای اختلال افسردگی مکرر) روایی سازه به روش تحلیل عاملی تاییدی برای «سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی» انجام دادند که نتایج تایید ۴ مولفه را حاکی بود. با عنایت به نمونه فوق، پایایی به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفاکرونباخ انجام گردید و ضرایب بدست آمده برای مولفه ها برای مشاهده، توصیف، تمرکز و پذیرش به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۷۸ و ۰/۸۵ و در افراد انگلیسی، ۰/۸۲، ۰/۸۸، ۰/۷۲ و ۰/۸۴ گزارش شد.

در ایران نیز، دهقان منشادی و همکاران (۱۳) در پژوهش خود در بین ۲۲۶ تن از دانشجویان دختر و پسر دانشکده های علوم تربیتی و روان شناسی، ادبیات و زبان های خارجی، علوم اجتماعی، کشاورزی، علوم و مهندسی دانشگاه شیراز روایی «سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی» را به روش تحلیل عاملی تاییدی انجام داده و نتایج ۴ مولفه

مورد سنجش قرار دادند و نتایج تایید شد. بعلاوه، با نمونه فوق، جهت سنجش پایایی مقیاس به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ برای زیر مقیاس های تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن به وسیله هیجانات منفی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۸۲، ۰/۷۸ و ۰/۷۰ و برای کل مقیاس ۰/۸۲ را گزارش کرده اند. همچنین عزیزی و همکاران (۱۶) در پژوهش خود، روایی «مقیاس تحمل پریشانی» را نسنجیدند. ولی با نمونه ۱۱۸ تن از دانشجویان پسر سیگاری دانشگاه تهران پایایی مقیاس به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفاکرونباخ با نمونه فوق، را برای کل ابزار ۰/۶۷ و ثبات به روش آزمون مجدد به فاصله ۲ هفته «مقیاس تحمل پریشانی» را ۰/۷۹ گزارش نمودند. علوی و همکاران (۱۷) در پژوهش خود روایی «مقیاس تحمل پریشانی» را بررسی نکردند. پایایی به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای ابزار نامبرده، بر روی ۴۸ تن از دانشجویان زن و مرد دانشگاه فردوسی و علوم پزشکی مشهد سنجیده و ضریب بدست آمده برای کل مقیاس، ۰/۷۱ و برای زیر مقیاس ها برای زیر مقیاس های تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن به وسیله هیجانات منفی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی به ترتیب ۰/۵۴، ۰/۴۲، ۰/۵۶ و ۰/۵۸ گزارش شد.

«مقیاس تعلل ورزی» (Procrastination Scale) توسط Tuckman در سال ۱۹۹۱، طراحی شد (۱۸). این مقیاس، یک مقیاس خودگزارشی ۱۶ عبارتی است و شامل ۳ زیرمقیاس ۱- عوامل محیطی (environmental factors) (عبارت: ۵-۱)، عوامل حرفه ای (professional factors) (عبارت: ۱۰-۶) و عوامل فردی (individual factors) (عبارت: ۱۶-۱۱) است. این مقیاس، بر مبنای لیبرت ۴ تایی (کاملاً موافقم، موافقم، مخالفم، کاملاً مخالفم: به ترتیب ۴-۱) طراحی شده است. البته ۱۲ عبارت به صورت مثبت و ۴ عبارت ۷، ۱۲، ۱۴ و ۱۶ به صورت وارونه نمره گذاری می شود. حداقل و حداکثر نمره این مقیاس، به ترتیب ۱۶ و ۶۴ می باشد. تفسیر نمره بدست آمده نیز به این ترتیب است که نمره ۱۶-۳۲: تعلل ورزی پایین؛ نمره ۳۲-۴۸: تعلل ورزی متوسط؛ نمره ۴۸ به بالا: تعلل ورزی بالا تفسیر می گردد (۱۸).

Tuckman (۱۸) در پژوهش خود در نمونه ۱۸۳ تن از دانشجویان ترم آخر دانشگاه ایالتی فلوریدا روایی سازه به

را تایید نمود. همچنین روایی همگرایی بین مولفه های سیاهه، را با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون با نمونه فوق، مورد سنجش قرار دادند که بین ۰/۴۷ تا ۰/۸۷ بدست آمد. بعلاوه، پایایی به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ با نمونه فوق، بررسی و برای کل ابزار ۰/۸۲ و برای مولفه های مشاهده، توصیف، تمرکز و پذیرش به ترتیب ۰/۶۸، ۰/۸۲، ۰/۸۷ و ۰/۳۵ گزارش گردید. رستمی و همکاران (۱۴) نیز در پژوهش خود، در ۳۸۰ تن از دانشجویان دانشگاه شهرو، روایی سازه به روش تحلیل عاملی تاییدی «سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی» را بررسی نموده و نتایج ساختار ۴ عاملی را نشان داد. همچنین پژوهشگران پایایی ابزار با روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفاکرونباخ با نمونه فوق، سنجیده و برای کل ابزار ۰/۸۵ بدست آمد.

«مقیاس تحمل پریشانی» (Distress Tolerance Scale) توسط Simons & Gaher در سال ۲۰۰۵ طراحی گردید. این مقیاس دارای ۱۵ عبارت و ۴ زیر مقیاس با عناوین تحمل پریشانی هیجانی (tolerating emotional distress) (۳ عبارت: ۱، ۳، ۵)، جذب شدن به وسیله هیجانات منفی (absorption by negative emotions) (عبارت: ۲، ۴، ۱۵)، برآورد ذهنی پریشانی (mental distress estimate) (عبارت: ۶، ۱۲، ۱۱، ۱۰، ۹، ۷، ۶) و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی (adjust efforts to alleviate anxiety) (عبارت: ۱۴، ۱۳، ۸) می باشد. نمره گذاری این مقیاس ۵ گزینه ای لیبرت (کاملاً مخالفم: ۵ تا کاملاً موافقم: ۱) است. عبارت ۶ به صورت معکوس نمره گذاری می شود. تفسیر این مقیاس نیز به این شرح است که نمره ۲۳-۱۵: تحمل پریشانی کم؛ ۵۲-۲۳: تحمل پریشانی متوسط؛ ۷۵-۵۲: تحمل پریشانی بالا می باشد (۱۵).

Simons & Gaher (۱۵) در پژوهش خود، با نمونه ۶۴۲ تن از مردان الکلی در ایالت داکوتای جنوبی در آمریکا روایی ملاکی «مقیاس تحمل پریشانی» را با «مقیاس راهبردهای مقابله ای استفاده از الکل و ماری جوانا» (Scale of Alcohol and Marijuana Use Coping Strategies) سنجیده و مورد تایید گزارش نمودند. بعلاوه، روایی سازه به روش تحلیل عاملی اکتشافی (جهت سنجش و تایید زیر مقیاس ها)، با نمونه ۸۲۳ تن از جامعه فوق، انجام و نتایج وجود ۴ زیر مقیاس را نشان داد. همچنین، روایی همگرایی مقیاس را با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون با نمونه ۸۲۳ تن،

روش تحلیل عاملی تاییدی را برای «مقیاس تعلل ورزشی» انجام داده و نتایج ۱۶ عبارت و ۳ زیر مقیاس را تایید نمود. بعلاوه، روایی ملاکی همزمان را با نمونه ۵۰ تن از جامعه فوق، با «آزمون خودکارآمدی عمومی» (General Self-Efficacy Test) انجام داده و نتایج همبستگی دو ابزار را ۰/۴۷- گزارش نمودند. همچنین، پایایی به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ با نمونه ۱۸۳ تن، ۰/۸۶ بدست آوردند. Stober & Joormann (۱۹) در پژوهش خود، در ۱۸۵ تن از دانشجویان روایی ملاکی (نوع ذکر نشده بود) «مقیاس تعلل ورزشی» با «سیاهه اضطراب بک» (Beck Anxiety Inventory)، «سیاهه افسردگی بک» (Beck Depression Inventory) و «پرسشنامه نگرانی ایالت پنسیلوانیا» (Penn State Worry Questionnaire) به ترتیب ۰/۳۰، ۰/۳۲ و ۰/۳۲ بدست آوردند. همچنین با نمونه فوق، پایایی به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفاکرونباخ ۰/۹۲ گزارش شد.

در پژوهش مقدس بیات (۲۰) از اندازه گیری روایی «مقیاس تعلل ورزشی» اطلاعاتی یافت نگردید. پایایی به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی ۶۰۰ تن از دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز ۰/۷۳، گزارش نموده است. همچنین موحدی و همکاران (۲۱) روایی «مقیاس تعلل ورزشی» را مورد سنجش قرار نداده اند. پایایی به روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ ۷۶ تن از دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی لرستان ۰/۸۶ بدست آوردند.

در مطالعه حاضر، روایی و پایایی ابزارها سنجیده نشد و به پژوهش‌های قبلی مذکور، اکتفا شد.

روش گردآوری داده‌ها نیز به این صورت بود که پس از اخذ مجوز از دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس، به مراکز تربیت بدنی منطقه ۳ شهر تهران مراجعه و با کسب مجوز از تربیت بدنی، به توزیع پرسشنامه‌ها در میان بانوان ورزشکار منطقه ۳ تهران در باشگاه ورزشی اقدام نمود.

بعلاوه، رضایت و علاقه به شرکت در پژوهش، هر مرحله که نمونه‌ها مایل به ادامه همکاری نبودند، مختار به خروج از پژوهش بودند و همچنین محرمانه ماندن اطلاعات شرکت کنندگان در پژوهش نیز از جمله ملاحظات اخلاقی پژوهش حاضر به شمار می‌رفت. مدت زمان کسب معرفی نامه و رضایت از سازمان تربیت بدنی شهر تهران و تکمیل پرسشنامه‌ها حدوداً ۳ ماه به طول انجامید.

به منظور بررسی داده‌های پرت از آزمون ماهالانوبایس استفاده گردید. جهت شناسایی داده‌های پرت از مجذور کای بحرانی با استفاده از تعداد متغیرهای پیش بینی (رگرسیون) به عنوان درجات آزادی استفاده گردید. بررسی نرمال بودن داده‌ها با آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف انجام شد. فرضیه نرمال بودن داده‌ها برای تمامی زیر مقیاس‌ها برقرار بود ($p < 0/05$).

جهت تشخیص چند هم خطی در تحلیل از ۲ آزمون Tolerance و VIF استفاده شد. در آزمون Tolerance مقدار بدست آمده نباید کمتر از ۰/۱ و در آزمون VIF مقدار بدست آمده نباید بالای ۱۰ باشد. نتایج ۲ آزمون ذکر شده نشان می‌دهد که از مقادیر ملاک تخطی صورت نگرفته و احتمال چند هم خطی بودن رد می‌گردد. جهت آزمون همبستگی بین متغیرهای مطالعه در فرضیه‌ها از ضریب همبستگی پیرسون استفاده گردید. جهت تاثیر متغیرهای پیش بینی بر متغیر ملاک و مقایسه میانگین‌ها از تحلیل رگرسیون چندمتغیره و آنالیز واریانس یک طرفه استفاده گردید. تحلیل داده‌ها در نرم افزارهای آماری اس پی اس اس نسخه ۲۲ و لیزرل نسخه ۸/۸۰ انجام شد.

یافته‌ها

نمونه مورد مطالعه در پژوهش حاضر ۳۵۰ تن با میانگین سنی ۳۵ سال و انحراف معیار ۷/۷۲ بودند. اکثریت افراد دارای تحصیلات کارشناسی (۱۰۷ تن، ۳۰/۶ درصد) و پس از آن دیپلم (۹۳ تن، ۲۶/۶ درصد) بودند و مابقی افراد بترتیب کارشناسی ارشد (۷۶ تن، ۲۱/۷ درصد)، کاردانی (۶۶ تن، ۱۸/۹ درصد) و دکتری (۸ تن، ۲/۲ درصد) داشتند.

میانگین و انحراف استاندارد نمره زیرمقیاس‌های تعلل ورزشی (عوامل فردی، عوامل حرفه‌ای و عوامل محیطی)، «سیاهه مهارت‌های ذهن آگاهی کتاکی» (مشاهده، توصیف، تمرکز، پذیرش) و «مقیاس تحمل پریشانی» (تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن بوسیله هیجانات منفی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش‌ها برای تسکین پریشانی) در کل نمونه آمده است (جدول ۱). در مقیاس تعلل ورزشی، مولفه فردی، توزیع نمره از پراکندگی بیشتری نسبت سایر زیرمقیاس‌ها برخوردار است. تعلل ورزشی حرفه‌ای نیز کمترین پراکندگی را دارد. در «سیاهه مهارت‌های ذهن آگاهی کتاکی» نیز مولفه مشاهده، توزیع نمره از پراکندگی بیشتری نسبت سایر مولفه‌ها برخوردار است. عمل همراه

فروزان رستمی و هانیه فریدونفر

با آگاهی نیز کمترین پراکندگی را دارد. در «مقیاس تحمل پریشانی»، زیرمقیاس برآورد ذهنی پریشانی، توزیع نمره است. زیرمقیاس تحمل نیز کمترین پراکندگی را دارد.

جدول ۱: میانگین و انحراف استاندارد نمره آزمون مقیاس تحمل ورزشی، سیاهه مهارت های ذهن آگاهی و مقیاس تحمل پریشانی به تفکیک زیرمقیاس / مولفه

مقیاس / سیاهه	زیرمقیاس / مولفه	میانگین	انحراف استاندارد	حداقل	حداکثر
تعلل ورزشی	عوامل فردی	۱۸/۸۲	۵/۶۶	۶/۰۰	۲۴/۰۰
	عوامل حرفه ای	۱۴/۹۰	۴/۵۵	۵/۰۰	۲۰/۰۰
	عوامل محیطی	۱۲/۸۰	۴/۹۲	۵/۰۰	۲۰/۰۰
ذهن آگاهی	مشاهده	۲۳/۱۹	۵/۶۲	۱۲/۰۰	۳۵/۰۰
	توصیف	۲۲/۴۶	۴/۴۸	۱۰/۰۰	۳۴/۰۰
	تمرکز	۲۶/۲۰	۳/۴۴	۱۸/۰۰	۳۲/۰۰
تحمل پریشانی	پذیرش	۲۳/۹۸	۴/۶۹	۱۲/۰۰	۳۳/۰۰
	تحمل پریشانی هیجانی	۷/۲۶	۲/۱۹	۳/۰۰	۱۳/۰۰
	جذب شدن بوسیله هیجانات منفی	۷/۳۸	۲/۴۲	۳/۰۰	۱۴/۰۰
	برآورد ذهنی پریشانی	۱۵/۸۲	۳/۸۲	۷/۰۰	۲۷/۰۰
	تنظیم تلاشها برای تسکین پریشانی	۷/۳۳	۲/۲۳	۳/۰۰	۱۲/۰۰

کنتاکی" با زیرمقیاس های "مقیاس تعلل ورزشی" محیطی ارتباط معناداری وجود نداشت. در واقع می توان گفت هرچه ذهن آگاهی در مولفه های مختلف افزایش می یابد میزان تعلل ورزشی در زیرمقیاس های مختلف کاهش می یابد (جدول ۲). برای پیش بینی تعلل ورزشی از روی ذهن آگاهی از تحلیل رگرسیون چند متغیره استفاده گردید. در این تحلیل ذهن آگاهی به عنوان متغیر پیش بین و تعلل ورزشی به عنوان متغیر ملاک وارد معادله رگرسیون شدند.

برای آزمون فرضیه ارتباط بین ذهن آگاهی و تعلل ورزشی در بانوان ورزشکار، با توجه به اینکه متغیر ذهن آگاهی و تعلل ورزشی در سطح مقیاس فاصله ای می باشند (با توجه به پرسشنامه)، از همبستگی پیرسون استفاده شد. بین مولفه های "سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی" (مشاهده، توصیف، تمرکز، پذیرش) و زیرمقیاس های "مقیاس تعلل ورزشی" (عوامل فردی، عوامل حرفه ای و عوامل محیطی) همبستگی معکوس و معناداری وجود دارد. اما بین مولفه توصیف در "سیاهه مهارت های ذهن آگاهی

جدول ۲: بررسی ارتباط بین نمره "سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی" و "مقیاس تعلل ورزشی" به تفکیک زیرمقیاس / مولفه

مقیاس / سیاهه	زیرمقیاس / مولفه	تعلل ورزشی			
		فردی		حرفه ای	
		میانگین	همبستگی	میانگین	همبستگی
ذهن آگاهی	مشاهده	۰/۰۱	-۰/۲۷	۰/۰۱	-۰/۲۶
	توصیف	۰/۰۵	-۰/۱۱	۰/۰۵	-۰/۱۲
	تمرکز	۰/۰۱	-۰/۱۴	۰/۰۵	-۰/۱۲
	پذیرش	۰/۰۱	-۰/۲۵	۰/۰۱	-۰/۱۸
مدل		R		R ² تعدیل شده	
	پیش بینی تعلل ورزشی از روی ذهن آگاهی	۰/۵۷		۰/۳۱	

اعتبار آماری الگو را ارزیابی می کند. با توجه به اینکه سطح معناداری برای الگو کمتر از ۰/۰۱ می باشد می توان تاثیر متغیرهای پیش بین در متغیر ملاک را از لحاظ آماری

R² تعدیل شده برابر با ۰/۳۱ می باشد که نشان می دهد ۳۱ درصد تغییرات تعلل ورزشی به متغیرهای پیش - بین وابسته است. مقدار ANOVA گزارش شده که مقدار

پذیرفت. حال از آنجا که مقدار ضریب رگرسیون معنادار می باشد می توان به وسیله جدول ضرایب رگرسیون استاندارد شده و استاندارد نشده میزان اهمیت و معناداری هر یک از مولفه های متغیر پیش بین را در تعیین متغیر ملاک به تفکیک مشخص نمود. با توجه به سطوح معناداری مولفه مشاهده و پذیرش می توانند تعلل ورزی را پیش بینی کنند. همچنین با توجه به ضریب بتا می توان گفت تغییری به اندازه یک انحراف معیار در بعد مشاهده و پذیرش به ترتیب موجب ۰/۲۸ و ۰/۴۸ انحراف معیار تغییر در میزان تعلل ورزی می شود. بر اساس متغیرهای پیش بین معنادار معادله رگرسیون برای تعلل ورزی به صورت زیر می باشد.

$$۰/۶۳۶ \times (\text{مشاهده}) - ۴۹/۱۰۱ = \text{تعلل ورزی} - (۰/۳۴۴ \times \text{عدم واکنش}) -$$

در معادله فوق به عنوان مثال عدد ۴۹/۱۰ مقدار عدد ثابت (Constant)، ۰/۶۳ ضریب نوشته شده برای مشاهده در ستون B می باشد. علامت منفی قبل این ضرائب نشان دهنده همبستگی منفی این متغیر با تعلل ورزی می باشد. به طور کلی نتایج نشان می دهد که مشاهده و پذیرش باعث کاهش تعلل ورزی می شوند.

طبق (جدول ۳) بین زیرمقیاس های "مقیاس تحمل پریشانی" (تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن بوسیله هیجانات منفی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی) و زیرمقیاس های "مقیاس تعلل ورزی" (عوامل فردی، عوامل حرفه ای و عوامل محیطی) همبستگی معکوس و معناداری وجود دارد. در واقع می توان گفت هرچه ذهن آگاهی در زیرمقیاس های مختلف افزایش می یابد میزان تعلل ورزی در ابعاد مختلف کاهش می یابد.

جدول ۳: بررسی همبستگی بین نمره "مقیاس تحمل پریشانی" و "مقیاس تعلل ورزی" به تفکیک زیرمقیاس ها

تعلل ورزی						زیرمقیاس	مقیاس
محیطی		حرفه ای		فردی			
معیاری	همبستگی	معیاری	همبستگی	معیاری	همبستگی	R	مدل
۰/۰۱	-۰/۶۷	۰/۰۱	-۰/۴۱	۰/۰۱	-۰/۵۰		
۰/۰۱	-۰/۴۶	۰/۰۱	-۰/۴۳	۰/۰۱	-۰/۳۵	جذب شدن بوسیله هیجانات منفی	
۰/۰۱	-۰/۵۸	۰/۰۱	-۰/۵۴	۰/۰۱	-۰/۳۹	برآورد ذهنی پریشانی	
۰/۰۱	-۰/۴۳	۰/۰۱	-۰/۵۳	۰/۰۱	-۰/۳۸	تنظیم تلاشها برای تسکین پریشانی	
خطای معیار برآورد		R ² تعدیل شده		R ²		R	مدل
۸/۹۴		۰/۵۰		۰/۵۱		۰/۷۱	پیش بینی تعلل ورزی از روی تحمل پریشانی

در بعد تحمل پریشانی هیجانی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی به ترتیب موجب ۰/۴۱، ۰/۱۸ و ۰/۲۰ انحراف معیار تغییر در میزان تعلل ورزی می شود. بر اساس متغیرهای پیش بین معنادار معادله رگرسیون برای تعلل ورزی به صورت زیر می باشد.

$$(۲/۴۲۶ \times \text{تحمل پریشانی هیجانی}) - ۸۴/۵۲ = \text{تعلل ورزی} - (۰/۳۱۲ \times \text{برآورد ذهنی پریشانی}) - (۱/۱۵۱ \times \text{تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی}) -$$

در معادله فوق به عنوان مثال عدد ۴۹/۱۰ مقدار عدد ثابت (Constant)، ۲/۴۲ ضریب نوشته شده برای تحمل در ستون B می باشد. علامت منفی قبل این ضرائب نشان دهنده همبستگی منفی این متغیر با تعلل ورزی می باشد. به طور کلی نتایج نشان می دهد که تحمل

برای پیش بینی تعلل ورزی از روی تحمل پریشانی از تحلیل رگرسیون چند متغیره استفاده گردید. در این تحلیل تحمل پریشانی به عنوان متغیر پیش بین و تعلل ورزی به عنوان متغیر ملاک وارد معادله رگرسیون شدند. مقدار R² تعدیل شده برابر با ۰/۵۱ می باشد که نشان می دهد ۵۱ درصد تغییرات تعلل ورزی به متغیرهای پیش بین وابسته است. با توجه به اینکه سطح معناداری برای مدل کمتر از ۰/۰۱ می باشد می توان تاثیر متغیرهای پیش بین در متغیر ملاک را از لحاظ آماری پذیرفت. با توجه به سطوح معناداری، مولفه های تحمل پریشانی هیجانی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی می توانند تعلل ورزی را پیش بینی کنند. همچنین با توجه به ضریب بتا می توان گفت تغییری به اندازه یک انحراف معیار

فروزان رستمی و هانیه فریدونفر

بوسیله هیجانان منفی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی) همبستگی مستقیم و معناداری وجود دارد. در واقع می توان گفت هرچه تحمل پریشانی در زیرمقیاس های مختلف افزایش می یابد میزان ذهن آگاهی نیز در مولفه های مختلف افزایش می یابد.

پریشانی هیجانی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی باعث کاهش تعلل ورزی می شوند. یافته های (جدول ۴) حاکی از آن است که بین مولفه های «سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی» (مشاهده، توصیف، تمرکز، پذیرش) و زیرمقیاس های «مقیاس تحمل پریشانی» (تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن

جدول ۴: بررسی همبستگی بین نمره «سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی» و «مقیاس تحمل پریشانی»، به تفکیک زیرمقیاس ها/ مولفه ها

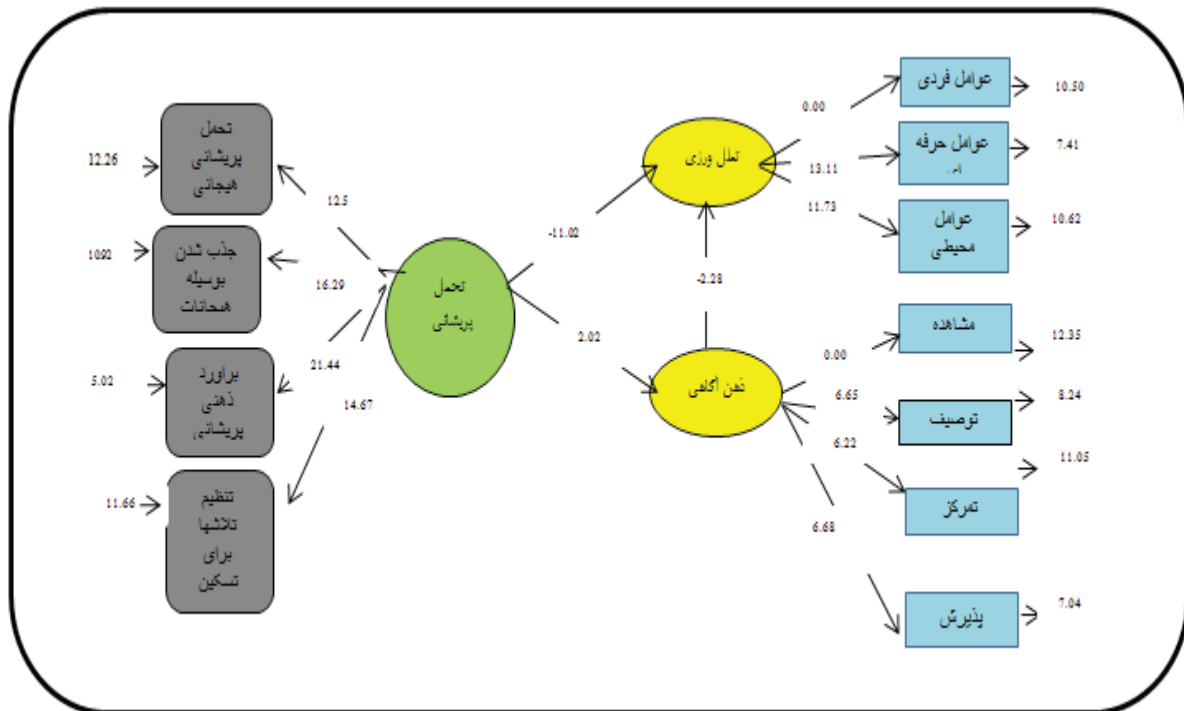
تحمل پریشانی								مقیاس / سیاهه
تنظیم تلاشها برای تسکین پریشانی		برآورد ذهنی پریشانی		جذب شدن بوسیله هیجانان منفی		تحمل پریشانی هیجانی		
معیاری	همبستگی	معیاری	همبستگی	معیاری	همبستگی	معیاری	همبستگی	زیرمقیاس / مولفه
۰/۰۵	۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۲۷	۰/۰۱	۰/۳۱	۰/۰۱	۰/۳۱	مشاهده
۰/۰۵	-۰/۱۱	۰/۴۰	-۰/۱۹	۰/۰۱	۰/۲۴	۰/۰۱	۰/۲۰	توصیف
۰/۰۱	۰/۲۴	۰/۰۱	۰/۲۷	۰/۰۱	۰/۲۵	۰/۰۱	۰/۲۳	تمرکز
۰/۰۱	-۰/۲۴	۰/۰۱	۰/۲۰	۰/۰۱	۰/۲۳	۰/۰۱	۰/۲۰	پذیرش
خطای معیار برآورد		R ² تعدیل شده		R ²		R		مدل
۱۴/۴۹		۰/۱۲		۰/۱۳		۰/۳۶		ذهن آگاهی از روی تحمل پریشانی

طور کلی نتایج نشان می دهد که تحمل پریشانی هیجانی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی باعث افزایش ذهن آگاهی می شوند. با توجه به موضوع مطالعه و ماهیت متغیرهای مورد استفاده می توان با ارائه الگو مفهومی به بررسی فرضیه پژوهش (نقش واسطه ای ذهن آگاهی در ارتباط بین تحمل پریشانی با تعلل ورزی در بانوان ورزشکار) پرداخت. در این الگوی مفهومی فرض بر این است که ذهن آگاهی در ارتباط تحمل پریشانی با تعلل ورزی نقش واسطه ای دارد. با توجه به روابط مفروض در الگو مفهومی می توان معادلات رگرسیونی را همانطور که در ادامه آمده است محاسبه نمود. ضرایب محاسبه شده برای تاثیر هر یک از متغیرها در معادلات زیر برحسب مقدار t گزارش شده است. پس از بررسی الگوی اولیه نتایج به دست آمده به شکل زیر بود. نتایج شکل ۱، مقادیر t برای الگو را نشان می دهد. این شکل حاکی از آن است که مسیر تحمل پریشانی به سمت تعلل ورزی معنادار است ($P < 0.05$, $t \geq 3$). در واقع تحمل پریشانی می تواند به طور مستقیم بر تعلل ورزی تاثیر بگذارد. همچنین تحمل پریشانی از راه غیر مستقیم با تاثیر بر ذهن آگاهی باعث افزایش تعلل ورزی می شود. ذهن آگاهی نیز به طور مستقیم بر تعلل ورزی تاثیر گذار است

برای پیش بینی ذهن آگاهی از روی تحمل پریشانی از تحلیل رگرسیون چند متغیری به استفاده گردید. در این تحلیل تحمل پریشانی به عنوان متغیر پیش بین و ذهن آگاهی به عنوان متغیر ملاک وارد معادله رگرسیون شدند. مقدار R² تعدیل شده جهت پیش بینی ذهن آگاهی از روی تحمل پریشانی برابر با ۰/۱۲ می باشد که نشان می دهد ۱۲ درصد تغییرات ذهن آگاهی به متغیرهای پیش بین وابسته است. همچنین با توجه به ضریب بتا می توان گفت تغییری به اندازه یک انحراف معیار در بعد تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن بوسیله هیجانان منفی و تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی به ترتیب موجب ۰/۱۶، ۰/۱۹ و ۰/۴۰ انحراف معیار تغییر در میزان تعلل ورزی می شود. بر اساس متغیرهای پیش بین معنادار معادله رگرسیون برای تعلل ورزی به صورت زیر می باشد.

$$\text{ذهن آگاهی} = 119/33 + (\text{تحمل پریشانی هیجانی}) + 2/765 (\text{جذب شدن بوسیله هیجانان منفی}) + (\text{تنظیم تلاش ها برای تسکین پریشانی})$$
 در معادله فوق به عنوان مثال عدد ۱۱۹/۳۳ مقدار عدد ثابت (Constant)، ۱/۱۷ ضریب نوشته شده برای تحمل در ستون B می باشد. علامت مثبت قبل این ضرایب نشان دهنده همبستگی مثبت این متغیر با ذهن آگاهی می باشد. به

(بر حسب ضرائب استاندارد شده و غیر استاندارد) آمده است. $(P < .05, t \geq 2)$ در ادامه مقادیر معادلات در الگوی نهایی



شکل ۱. ضرائب محاسبه شده برای همبستگی هریک از متغیرها

همچنین بر اساس یک قاعده کلی، شاخص های برازندگی تطبیقی (CFI)، نیکویی برازش (GFI)، نرم شده برازندگی (NFI) و نرم نشده برازندگی (NNFI) برای الگوهای خوب بین ۰/۹ تا ۰/۹۵ خواهند بود. مقادیر بالای ۰/۸ نیز نشان دهنده برازش نسبتاً خوب یا متوسط الگو هستند که در زیرشاخص های برازش الگوی نهایی آمده است.

در این مجذور کای استفاده نمی گردد چرا که آن تحت تاثیر تعداد نمونه و همبستگی موجود در الگوی است و هر چه این همبستگی زیادتر باشد برازش را ضعیف نشان می دهد (۲۳). به همین دلیل نیز از سایر شاخص های برازش از جمله، ریشه میانگین مجذور برآورد خطای تقریب (RMSEA) و ریشه میانگین مجذورات پس مانده های استاندارد شده (SRMR)، شاخص نرم نشده برازش، نیکویی برازش، استفاده می گردد. براساس نتایج به دست آمده با توجه به اینکه مقدار $RMSEA < 0/08$ و $SRMR < 0/08$ می توان برازش الگو را مطلوب دانست. همچنین در سایر شاخص ها از جمله NFI، NNFI، CFI، IFI) نتایج بالاتر از ۰/۹ می باشد که حاکی از برازش قابل قبول الگو می باشند.

باتوجه به نتایج به دست آمده معادلات رگرسیونی به

به منظور بررسی الگوی نهایی با استفاده از الگوی معادلات ساختاری به بررسی برازندگی آن با داده ها پرداخته شد. برای برآورد پارامترهای بهترین برازندگی روش بیشینه احتمال می باشد. در روش مذکور یک فرآیند تکرار شونده به منظور برآورد پارامترها انجام می گیرد؛ بر پایه این برآورد تابعی به نام تابع برازندگی محاسبه می گردد. این تابع ضریبی است که برازندگی پارامترها را با داده ها توصیف می کند. زمانی که یک الگوی دقیقاً مشخص گردید و دارای ویژگی های همانند بوده و برآورد و آزمون آن امکان پذیر گردد، در این صورت برای برازندگی آن می توان از شاخص برازش (Fit indexes) استفاده نمود. X^2 یکی از پرکاربردترین این شاخص ها به شمار می آید که هرچه مقدار آن به صفر نزدیک تر باشد، نشان دهنده برازش بهتر الگو است. با این حال با توجه به اینکه مقدار χ^2 دو تحت تاثیر تعداد نمونه و تعداد روابط الگوی ساختاری قرار می گیرد، و شاخص مطمئنی نیست از شاخص های دیگری برای الگوهای خوب استفاده می شود. ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (Root Mean Square Error of Approximation) شاخص دیگری است که برای الگوهای خوب کمتر از ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ و برای الگوهای ضعیف بالاتر از ۰/۱ است (۲۲).

افزایش می یابد میزان تعلل ورزی در ابعاد مختلف کاهش می یابد. در این خصوص، نتایج پژوهش قاسمی جوبنه و همکاران (۲۶) نیز با پژوهش حاضر همخوانی دارد به این صورت که اگرچه انسان، نمی تواند شرایط زندگی خود را تغییر دهد ولی با تقویت تعلل ورزی در خود، می تواند شدت تحمل پریشانی خود را نسبت به موقعیت های تنش زا و رویدادهای زندگی تغییر دهد. زیرا در پی این روش، انسان یاد می گیرد که با تجربه مستقیم احساسات خود به همان شکل که هستند، ارتباط برقرار نماید و فقط هم به زمان حال بیانیدهند و در زمان و مکان حاضر مسائل را تجربه نماید، زیرا اینگونه استنباط می شود که یکی از علل ایجاد پریشانی در انسان، مرور گذشته و نگرانی نسبت به آینده می باشد.

در نهایت، یافته های پژوهش حاکی از آن است که بین ذهن آگاهی و تحمل پریشانی همبستگی مستقیم و معناداری وجود دارد. بعبارت دیگر، هرچه تحمل پریشانی افزایش یابد، میزان ذهن آگاهی نیز افزایش خواهد یافت. در همین راستا، نتایج پژوهش اسفندزاد و همکاران (۲۷) و توکلی و کاظمی زهرانی (۲۸) که نشان داد کاهش تنش مبتنی بر ذهن آگاهی توانسته تأثیر بسیار خوبی بر کاهش تنش، بگذارد و لذا باعث افزایش تحمل پریشانی شود، همسو با پژوهش حاضر، بود. این یافته را چنین می توان تبیین نمود که ذهن آگاهی به انسان می آموزد که به جای آن که از مشکلات فرار کنند یا در مورد آن فکر کرده و پریشان شوند، مشکلات خود را شناخته و در پی حل آن تلاش نمایند که در این صورت، احساس راحتی و پریشانی کمتر خواهد شد. همچنین، این امر موجب می شود که انسان بتواند ارتباط بهتر و مسلط تری در رابطه با پریشانی ذهنی خود برقرار کند، زیرا ذهن مشوش و پریشان، موجب قضاوت نادرست شده و اگر این مسائل حل نشود، انسان ممکن است سعی در واپس روی افکار و احساساتش نموده و این موارد موجب ایجاد و افزایش پریشانی در انسان می گردد. علاوه، می توان گفت با از میان رفتن تحریف های شناختی و افکار غیرمنطقی فرد دنیا را مثبت تر ارزیابی می نماید. لیکن افراد با تحمل پریشانی و ذهن آگاهی، خود را کمتر برآورد می کنند و این مساله تنش را برای آن ها کاهش می دهد. لذا، پایین بودن سطح تنش روانی نیز باعث می گردد که افراد با تحمل پریشانی و ذهن آگاهی در سایه آرامش روانی بهتر بتوانند از مهارت های شناختی

صورت زیر می باشد:

ذهن آگاهی = 0.13 * تحمل پریشانی، خطای واریانس = 0.98
 $R^2 = 0.18$,

(0.27) (0.067)

(3.59) (2.02)

تعلل ورزی = 0.13 * - ذهن آگاهی 0.74 - * تحمل پریشانی،
 خطای واریانس = 0.41 0.59 $R^2 = 0.09$

(0.055) (0.067) (0.070) ($2/28 - 11/02 - 5/88$)

نتایج این پژوهش نشان داد که مسیر تحمل پریشانی به سمت تعلل ورزی معنادار است. در واقع تحمل پریشانی می تواند به طور مستقیم بر تعلل ورزی تأثیر بگذارد. همچنین تحمل پریشانی از راه غیر مستقیم و با تأثیر بر ذهن آگاهی باعث افزایش تعلل ورزی می شود.

بحث

یافته های پژوهش حاضر نشان داد که بین مولفه های "سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کتناکی" با "مقیاس تحمل پریشانی" و "مقیاس تعلل ورزی" در بانوان ورزشکار، همبستگی معناداری وجود داشت. در واقع می توان گفت هرچه ذهن آگاهی افزایش یابد، میزان تعلل ورزی کاهش می یابد. در این زمینه، Sirois & Tosti (۲۴) در پژوهش خود دریافتند که ذهن آگاهی پایین ممکن است عامل خطری برای تعلل ورزی، ضعیف باشد که با یافته های پژوهش حاضر، مطابقت دارد. همچنین، بررسی نتایج پژوهش Howell & Buro (۲۵) نشان می دهد که ذهن آگاهی گرایش به تعلل ورزی را کاهش می دهد. در تبیین این نتایج، می توان اینگونه اظهار نمود با توجه به اینکه، تحمل پریشانی به عنوان یک ویژگی در افراد با ذهن آگاهی است که شامل ادراک واضح از آن چیزی است که در همین لحظه اتفاق می افتد و روی عدم شناخت آن تجربیات تأکید می کند. بعبارت دیگر، ذهن آگاهی می تواند آگاهی عمیق تر نسبت به احساسات و افکار را افزایش دهد، تنش را کاهش دهد و تعلل ورزی را پایین بیاورد؛ زیرا هر چه میزان آگاهی فرد بیشتر باشد، بهتر و زودتر می تواند موقعیت های گوناگون را ارزشیابی نموده و عملکرد مناسبی را در پیش گیرد و کمتر دچار تعلل ورزی گردد (۲۶).

علاوه، نتایج پژوهش حاضر حاکیست بین تحمل پریشانی و تعلل ورزی همبستگی معکوس و معناداری وجود دارد. در واقع می توان گفت هرچه تحمل پریشانی در ابعاد مختلف

استفاده نماید و این حالت مسلماً آرامش بیشتری در آن ها ایجاد می کند.

نتیجه گیری

نتایج نشان داد که بین بین مولفه های "سیاهه مهارت های ذهن آگاهی کنتاکی" با "مقیاس تحمل پریشانی" و "مقیاس تعلل ورزی" در بانوان ورزشکار، همبستگی معناداری وجود داشت. لذا پیشنهاد می شود در مراکز مشاوره، بسته ها و دوره های آموزشی تدوین گردد که در آن به تشریح تاثیر ذهن آگاهی و تحمل پریشانی در کاهش تعلل ورزی پرداخته شود. عدم همسان سازی افراد نمونه بر اساس متغیرهای مداخله گری از جمله متغیرهای جمعیتی شناختی، وضعیت اقتصادی و غیره می تواند به عنوان یکی از محدودیت های عمده این پژوهش بود که قابل کنترل نبوده، به شمار رود.

سپاسگزاری

مقاله حاضر، مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد خانم هانیه فریدونفر، به راهنمایی خانم دکتر فروزان رستمی در گروه پرستاری دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس با کد ۱۵۸۲۰۷۰۱۹۵۲۰۱۳ و تاریخ ۱۳۹۶/۲/۱۱ در سایت <https://ris.iau.ac.ir> مصوب می باشد. در پایان، از معاونت پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس و مراکز تربیت بدنی منطقه ۳ شهر تهران جهت همکاری تشکر و قدردانی به عمل می آید.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می دارند که هیچگونه تضاد منافعی وجود نداشته و در انجام پژوهش، کلیه موازین اخلاقی لحاظ شده است.

References

1. Ghasemi Jobaneh GR, Mousavi SV, Zanipoor A, Hoseini Seddigh MA. [The relationship between mindfulness and emotion regulation with academic procrastination of students]. *Education Strategies in Medical Sciences*. 2016; 9 (2): 134-141. URL: <http://edcbmj.ir/article-1-970-fa.html>
2. Brown KW, Ryan RM & Creswell JD. Mindfulness: Theoretical foundations and evidence for its salutary effects. *Psychological Inquiry*. 2007; 18 (4): 211-237. <https://doi.org/10.1080/10478400701598298>
3. Rohr Baugh D. Perceived stress in active, passive and non-procrastinating college students. *Psychology II*. 2006.
4. Howell AJ & Watson DC. Procrastination: Association with goal orientation and learning strategies. *Personality and Individual Differences*. 2007; 43 (1): 167- 178. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.11.017>
5. Kim S, Fernandez S, Terrier L. Procrastination, personality traits, and academic performance: When active and passive procrastination tell a different story. *Personality and Individual Differences*. 2016; 108 (1): 154-157. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.12.021>
6. Azimi H. [Comparison of depression, anger, ambiguity tolerance in coronary heart patients and healthy individuals in Ardabil in 2009]. Master thesis in Clinical Psychology. Ardabil Azad University. 2010.
7. Fereydonfar H. [Investigating the mediating role of mindfulness in the relationship between tolerance of distress and depression in female athletes in district 3 of Tehran]. The thesis for a master's degree in Clinical Psychology. Islamic Azad University Chalous Branch. 2017.
8. Flugel Colle KF, Vincent A, S Cha S, Loehrer LL, Bauer BA, Wahner-Roedler DL. Measurement of quality of life and participant experience with the mindfulness- based stress reduction program. *Complementary Therapies in Clinical Practice*. 2010; 16 (1): 36-40. <https://doi.org/10.1016/j.ctcp.2009.06.008>
9. Baer RA. Mindfulness Training as a Clinical Intervention: A conceptual and empirical review. *Journal of Clinical Psychology: Science and Practice*. 2006; 10 (2): 125-143. <https://doi.org/10.1093/clipsy.bpg015>
10. Tabachnick BG, Fidell LS. *Using Multivariate Statistics*. 5th edition. New York: Allyn and Bacon. 2007.
11. Baer RA, Smith GT, Allen KB. Assessment of mindfulness by self-report: The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Journal of Assessment*. 2004; 11(3): 191-206.. <https://doi.org/10.1177/1073191104268029>
12. Baum C, Kuyken W, Bohus M, Heidenreich

- T, Michalak J et al. The psychometric properties of the Kentucky Inventory of Mindfulness Skills in clinical populations. *Journal of Assessment*. 2010; 17(2): 220-2209. <https://doi.org/10.1177/1073191109356525>
13. Dehghan Manshadi Z, Taqhavi SMR, Dehghan Manshadi M. [Characteristics of the Kentucky Mindfulness Skills Inventory psychometrics]. *Journal of Thought and Behavior in Clinical Psychology (Thought and Behavior)*. 2012; 7 (25): 27- 36. <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=215342>
 14. Rostami A, Shariatnia K, Khajehvand Khoshli A. [The relationship between self-efficacy and mind fullness with rumination among students of Islamic Azad University, Shahrood Branch]. *Journal of Medical Sciences*. 2015; 24 (4): 254-259. <http://tmuj.iautmu.ac.ir/article-1-876-fa.html>
 15. Simons JS, Gaher RM. The Distress Tolerance Scale: Development & validation pf a self-report measure. *Journal of Motivation & Emotion*. 2005; 29 (2): 83-102. <https://doi.org/10.1007/s11031-005-7955-3>
 16. Azizi A, Mirzayi A, Shams J. [Investigate the relationship between distress tolerance, emotion regulation dependence on cigarettes students]. *Hakim Research Journal*. 2010;13(1):11-8. <https://www.sid.ir/Fa/Journal/ViewPaper.aspx?id=109986>
 17. Alavi Kh, Modarres Ghorori M, Amin Yazdi SA, Salehi Fedredi J. [The effectiveness of Dialectical Behavioral Therapy in a group method (based on the components of fundamental universal consciousness, anxiety tolerance and emotional regulation) on the symptoms of depression in students]. *Journal of Mental Health Principles*. 2012; 13 (2); 124- 135. <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=146476>
 18. Tuckman BW. The development and concurrent validity of the Procrastination Scale. *Journal of Educational and Psychological Measurement*. 1991; 51 (2): 473- 480. <https://doi.org/10.1177/0013164491512022>
 19. Stober J, Joormann J. Worry, procrastination, and perfectionism: Differentiating amount of worry, pathological worry, anxiety, and depression. *Journal of Cognitive Therapy and Research*. 2001; 25 (1): 49- 60.
 20. Moghaddas Bayat M. [Standardization of the Takman Delays Scale for students. Master thesis]. Islamic Azad University Rood Hen Branch. 2005.
 21. Movahedi M, Ebadi Rad M, Kariminejad K, Moravvej F. [The effectiveness of Cognitive-Behavioral Therapy and behavior management on students' procrastination in Lorestan University of Medical Sciences]. *Journal of Yafteh (Lorestan University of Medical Sciences)*. 2017; 19 (2): 18-29. <https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=304643>
 22. Brown M W, Cudec, R. Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park, CA: Sage,1993; 136-162.
 23. Homan HA. *Structural Equation Modeling Using LISREL Software*. 2006; Samat publishing.
 24. Sirois FM, Tosti N. Lost in the Moment? An investigation of procrastination, mindfulness, and well-being. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*. 2012; 30 (4): 237-248. <https://doi.org/10.1007/s10942-012-0151-y>
 25. Howell AJ, Buro K. Relations among mindfulness, achievement-related self-regulation, and achievement emotions. *Journal of Happiness Studies*. 2010; 22 (1): 1007- 1022. <https://doi.org/10.1007/s10902-010-9241-7>
 26. Ghasemi Jobaneh R, Mousavi S V, Zanipoor A, Hoseini Seddigh M A. [The relationship between mindfulness and emotion regulation with academic Procrastination of Students]. *Education Strategies in Medical Sciences*. 2016; 9 (2): 134-141. <http://edcbmj.ir/article-1-970-fa.html>
 27. Esfand Zad AH, Shams G, Meysami AP, Erfan A. [The role of mindfulness, emotion regulation, distress tolerance and interpersonal effectiveness in predicting obsessive-compulsive symptoms]. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*. 2017; 22 (4): 270- 283. <https://doi.org/10.18869/nirp.ijpcp.22.4.270>
 28. Tavakoli Z, Kazemi Zahrani H. [Effect of mindfulness-based stress reduction intervention on distress problems and self-regulation in patients with type 2 diabetes]. *Iranian Journal of Nursing Research*. 2018; 13 (2): 41-49. <http://ijnr.ir/article-1-1966-fa.html>