Journal of
Management, Economics & Entrepreneurship
www.JMEK.ir

Volume 7, Issue 1, 2026

# Explaining the Dimensions of Job Embeddedness Based on Abusive Supervision and the Duality of Job Passion

**Mahta Chaboki*[1] Mohammad Mehdi Poursaeed[2] Saeid Dehyadegari[3]**

*1. Master's student in Business Administration, Department of Management, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. (Corresponding Author) Email: chaboki.mahta@gmail.com*
*2. PhD in Management, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.*
*3. PhD in Management, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.*

***ARTICLE INFORMATION***

***Type of Article:***
***Original Research***
***Pages: 71-84***

***Corresponding Author's Info***
***Email:*** *chaboki.mahta@gmail.com*

***Keywords:***
*Abusive Supervision, Harmonious Passion, Obsessive Passion, Job Embeddedness, PLS-SEM.*

**ABSTRACT**

This study aimed to explain the dimensions of job embeddedness based on abusive supervision and the duality of job passion. The research was applied in purpose, descriptive-correlational in method, and cross-sectional in data collection. It was conducted as a secondary reanalysis of data obtained from 130 employees working in public and private tourism-related organizations in Kerman, Iran. In the proposed model, abusive supervision was treated as the exogenous variable, harmonious and obsessive job passion were considered as motivational mechanisms, and fit, links, and sacrifice were examined as the three distinct outcomes of job embeddedness. The collected data were analyzed using partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM). The results indicated that abusive supervision had a significant negative effect on harmonious passion, whereas its effect on obsessive passion was not statistically significant. Furthermore, both harmonious and obsessive passion were positively and significantly associated with the dimensions of fit, links, and sacrifice. Moreover, the indirect effects of abusive supervision on all three dimensions of job embeddedness through harmonious passion were significant, while the indirect paths through obsessive passion were not significant. These findings highlight the critical importance of supervisory behavior quality and the necessity of distinguishing between the two forms of passion when explaining employees' psychological attachment and retention in their jobs.

This is an open access article under the CC BY license. © 2026 The Authors.

**How to Cite This Article:** Chaboki, M.; Poursaeed, M. M. and Dehyadegari, S. (2026). "Explaining the Dimensions of Job Embeddedness Based on Abusive Supervision and the Duality of Job Passion". *Journal of Management, economics and Entrepreneurship* , 7(1): 71-84.

فصلنامه مطالعات مدیریت، اقتصاد و کارآفرینی
www.JMEK.ir

دوره ۷، شماره ۱ ، بهار ۱۴۰۵

# تبیین ابعاد مانایی شغلی بر پایه سرپرستی بدرفتار و دوگانگی اشتیاق شغلی

**مهتا چابکی [۱*] محمدمهدی پورسعید [۲] سعید ده‌یادگاری [۳]**

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت کسب و کار، گروه مدیریت، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.
۲. دکتری مدیریت، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.
۳. دکتری مدیریت، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

**اطلاعات مقاله**

**نوع مقاله: پژوهشی**
**صفحات: ۸۴-۷۱**

**اطلاعات نویسنده مسؤول**
**ایمیل:**
chaboki.mahta@gmail.com

**سابقه مقاله:**
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۱۴
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۴/۱۱/۲۴
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۲۷
تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۰۱

**واژگان کلیدی:**
سرپرستی بدرفتار، اشتیاق هماهنگ، اشتیاق وسواسی، مانایی شغلی، مدل‌سازی معادلات ساختاری.

## چکیده

پژوهش حاضر با هدف تبیین ابعاد سه‌گانه مانایی شغلی بر پایه سرپرستی بدرفتار و دوگانگی اشتیاق شغلی در میان کارکنان صنعت گردشگری انجام شد. مطالعه از نظر هدف کاربردی، از نظر روش توصیفی-همبستگی و از نظر زمان گردآوری داده‌ها مقطعی است و به‌صورت بازتحلیل ثانویه داده‌های ۱۳۰ نفر از کارکنان سازمان‌های دولتی و خصوصی فعال در حوزه گردشگری شهر کرمان انجام گرفت. در مدل پژوهش، سرپرستی بدرفتار به‌عنوان متغیر برون‌زا، اشتیاق هماهنگ و اشتیاق وسواسی به‌عنوان سازوکارهای انگیزشی و سه بعد تناسب، پیوند و فداکاری به‌عنوان پیامدهای مانایی شغلی مورد بررسی قرار گرفتند. ابزار گردآوری داده‌ها پرسشنامه‌های استاندارد با طیف لیکرت بود و داده‌ها با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر حداقل مربعات جزئی (PLS-SEM) تحلیل شدند. نتایج نشان داد سرپرستی بدرفتار اثر منفی و معناداری بر اشتیاق هماهنگ دارد، درحالی‌که اثر آن بر اشتیاق وسواسی معنادار نبود. اشتیاق هماهنگ و وسواسی هر دو با ابعاد سه‌گانه تناسب، پیوند و فداکاری رابطه مثبت و معنادار داشتند. همچنین، اثر غیرمستقیم سرپرستی بدرفتار بر هر سه بعد مانایی از مسیر اشتیاق هماهنگ معنادار بود، اما مسیرهای غیرمستقیم از طریق اشتیاق وسواسی معنادار نشدند. یافته‌ها بر اهمیت کیفیت رفتار سرپرست و تمایز میان دو نوع اشتیاق در تبیین نحوه شکل‌گیری پیوند کارکنان با شغل تأکید دارند.

خوانندگان این مجله، اجازه توزیع، ترکیب مجدد، تغییر جزئی و کار روی حاضر به صورت غیرتجاری را دارند.

© تمامی حقوق انتشار این مقاله، متعلق به نویسنده می‌باشد.

## ۱- مقدمه

سرپرستی بدرفتار به ادراک زیردستان از تداوم رفتارهای خصمانه کلامی و غیرکلامی سرپرستان، به‌استثنای تماس فیزیکی، اشاره دارد. تپر نشان داد کارکنانی که سرپرستان خود را بدرفتارتر ادراک می‌کنند، احتمال بیشتری دارد که شغل خود را ترک کنند و در میان کارکنانی که در سازمان باقی می‌مانند، سرپرستی بدرفتار با رضایت شغلی و رضایت از زندگی کمتر، تعهد عاطفی و هنجاری پایین‌تر و پریشانی روان‌شناختی بیشتر همراه است (تپر، ۲۰۰۰). پژوهش‌های جدیدتر نیز نشان داده‌اند که آثار مخرب سرپرستی بدرفتار می‌تواند از سطح رابطه مستقیم سرپرست–زیردست فراتر رود و به کاهش دلبستگی کارکنان به محیط کار، فرسودگی شغلی و افزایش قصد ترک خدمت منجر شود (دوگان و همکاران، ۲۰۲۴؛ شارما و همکاران، ۲۰۲۶). در این میان، صنایع خدمات‌محور مانند گردشگری به دلیل ماهیت تعاملی بالا، بیش از سایر بخش‌ها در معرض پیامدهای منفی این رفتارها قرار دارند.

یکی از سازه‌های کلیدی که برای تبیین چرایی ماندن کارکنان در سازمان توسعه یافته است، مانایی شغلی است. میچل و همکاران مانایی شغلی را مجموعه‌ای از نیروهای مرتبط با ماندن فرد در شغل و سازمان معرفی کرده‌اند و آن را بر اساس سه مؤلفه اصلی «تناسب»، «پیوند» و «فداکاری» تبیین می‌کنند. تناسب به میزان سازگاری ادراک‌شده فرد با شغل و سازمان، پیوند به ارتباطات رسمی و غیررسمی فرد با دیگران و فعالیت‌های سازمانی، و فداکاری به منافعی مادی و روانی اشاره دارد که فرد در صورت ترک موقعیت فعلی از دست می‌دهد (میچل و همکاران، ۲۰۰۱). مرور نظام‌مند آریسی و همکاران نیز نشان می‌دهد که شناسایی پیشایندهای مانایی شغلی همچنان یکی از جریان‌های اصلی و حیاتی پژوهش در ادبیات گردشگری و مهمان‌نوازی محسوب می‌شود (آریسی و همکاران، ۲۰۲۳).

در کنار عوامل محیطی و سازمانی، کیفیت رابطه روان‌شناختی فرد با فعالیت کاری نیز می‌تواند در شکل‌گیری نگرش‌های شغلی نقش تعیین‌کننده‌ای داشته باشد. بر اساس الگوی دوگانه اشتیاق، والراند و همکاران میان اشتیاق هماهنگ و اشتیاق وسواسی تمایز قائل می‌شوند. اشتیاق هماهنگ حاصل درونی‌سازی خودمختار فعالیت در هویت فرد است، درحالی‌که اشتیاق وسواسی از درونی‌سازی کنترل‌شده ناشی می‌شود و با نوعی فشار درونی برای ادامه فعالیت همراه است (والراند و همکاران، ۲۰۰۳). لاندای و همکاران نیز در ارزیابی روان‌سنجی اشتیاق کاری نشان دادند که این دو شکل اشتیاق از نظر مفهومی و اندازه‌گیری باید به‌صورت متمایز سنجیده شوند تا اثرات متفاوت آن‌ها به‌درستی شناسایی گردد (لاندای و همکاران، ۲۰۲۲).

شواهد تجربی، ضرورت بررسی همزمان اشتیاق شغلی، مانایی شغلی و سرپرستی بدرفتار را تقویت می‌کنند. تنگ و همکاران در مطالعه ۲۷۸ کارمند تمام‌وقت هتل نشان دادند اشتیاق هماهنگ رابطه مستقیم معناداری با مانایی شغلی نداشت، اما اشتیاق وسواسی با مانایی شغلی رابطه مثبت داشت؛ هر دو نوع اشتیاق از طریق درگیری کاری اثر غیرمستقیم بر مانایی داشتند و سرپرستی بدرفتار فقط اثر غیرمستقیم اشتیاق وسواسی را تعدیل کرد (تنگ و همکاران، ۲۰۲۱). در مطالعه‌ای دیگر، دوگان و همکاران با استفاده از داده‌های پانلی ۲۳۷ فروشنده نشان دادند سرپرستی بدرفتار با کاهش مانایی شغلی و افزایش قصد ترک همراه است (دوگان و همکاران، ۲۰۲۴).

با وجود این شواهد ارزشمند، در مطالعه تنگ و همکاران مانایی شغلی عمدتاً در سطح سازه کلی بررسی شده و در مطالعه دوگان و همکاران نیز دوگانگی اشتیاق شغلی در سازوکار مدل حضور نداشته است. بنابراین، بررسی همزمان رابطه سرپرستی بدرفتار با دو نوع اشتیاق و سپس ارتباط متمایز اشتیاق هماهنگ و وسواسی با ابعاد سه‌گانه تناسب، پیوند و فداکاری می‌تواند سطح تفصیلی‌تری از سازوکارهای شکل‌گیری مانایی شغلی ارائه کند

(تنگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ دوگان و همکاران، ۲۰۲۴). بر این اساس، مسئله اصلی پژوهش حاضر آن است که سرپرستی بدرفتار چگونه با اشتیاق هماهنگ و اشتیاق وسواسی کارکنان مرتبط است و این دو شکل اشتیاق چه نقشی در تبیین ابعاد سه‌گانه مانایی شغلی در میان کارکنان صنعت گردشگری ایفا می‌کنند.

## ۲. چارچوب نظری و پیشینه تحقیق

***سرپرستی بدرفتار:*** سرپرستی بدرفتار به ادراک کارکنان از استمرار رفتارهای خصمانه کلامی و غیرکلامی سرپرست، بدون تماس فیزیکی، اشاره دارد و می‌تواند در قالب تحقیر، تمسخر، بی‌اعتنایی و سرزنش ادراک شود (تپر، ۲۰۰۰). رونن و دونیا با اتکا به نظریه خودتعیین‌گری نشان دادند سرپرستی بدرفتار انگیزش خودمختار کارکنان را کاهش و انگیزش کنترل‌شده و بی‌انگیزگی را افزایش می‌دهد و این تغییرات انگیزشی با رضایت شغلی کمتر، رفتارهای کاری غیرمولد بیشتر و قصد ترک بالاتر همراه است (رونن و دونیا، ۲۰۲۰). یافته‌های شارما و همکاران در صنعت هتل نیز نشان داد سرپرستی بدرفتار تعهد عاطفی و رفتارهای شهروندی مشتری‌محور کارکنان را کاهش می‌دهد (شارما و همکاران، ۲۰۲۶).

***دوگانگی اشتیاق شغلی:*** در الگوی دوگانه اشتیاق، اشتیاق هماهنگ از درونی‌سازی خودمختار فعالیت در هویت فرد ناشی می‌شود و فرد با اختیار بیشتری در فعالیت مورد علاقه خود مشارکت می‌کند؛ در مقابل، اشتیاق وسواسی حاصل درونی‌سازی کنترل‌شده است و فشار درونی برای ادامه فعالیت ایجاد می‌کند (والراند و همکاران، ۲۰۰۳). ارزیابی روان‌سنجی لاندای و همکاران نشان داده است که اشتیاق هماهنگ و وسواسی دو سازه متمایزند و سنجش جداگانه آن‌ها در پژوهش‌های سازمانی ضروری است (لاندای و همکاران، ۲۰۲۲). ارتباط نظری سرپرستی بدرفتار با این دو شکل اشتیاق را می‌توان با تمایز میان انگیزش خودمختار و کنترل‌شده توضیح داد. رونن و دونیا نشان دادند سرپرستی بدرفتار با کاهش انگیزش خودمختار و افزایش انگیزش کنترل‌شده همراه است (رونن و دونیا، ۲۰۲۰). همچنین، گوسوامی و جنا در مطالعه کارکنان دورکار نشان دادند سرپرستی بدرفتار از راه دور از مسیر اشتیاق وسواسی و تعارض کار–زندگی با رضایت از زندگی کارکنان ارتباط دارد (گوسوامی و جنا، ۲۰۲۴).

***مانایی شغلی:*** مانایی شغلی مجموعه نیروهایی است که کارکنان را به شغل، سازمان و محیط پیرامون متصل می‌کند و سه مؤلفه اصلی آن شامل تناسب، پیوند و فداکاری است (میچل و همکاران، ۲۰۰۱). تناسب بیانگر سازگاری ادراک‌شده فرد با شغل و سازمان، پیوند نشان‌دهنده ارتباط فرد با اشخاص، گروه‌ها و فعالیت‌های سازمانی و فداکاری بیانگر منافعی است که فرد در صورت ترک از دست می‌دهد. کوتزر و همکاران نیز در مطالعه کارکنان بنگاه‌های کوچک و متوسط نشان دادند مانایی شغلی و هر یک از زیرابعاد آن با قصد ترک رابطه منفی دارند (کوتزر و همکاران، ۲۰۱۹).

تنگ و همکاران رابطه اشتیاق هماهنگ و وسواسی با مانایی شغلی را در میان ۲۷۸ کارمند تمام‌وقت هتل بررسی کردند. نتایج نشان داد اشتیاق هماهنگ رابطه مستقیم معناداری با مانایی شغلی نداشت، درحالی‌که اشتیاق وسواسی دارای رابطه مثبت با مانایی بود و هر دو نوع اشتیاق از طریق درگیری کاری اثر غیرمستقیم بر مانایی شغلی داشتند (تنگ و همکاران، ۲۰۲۱). این یافته ضرورت بررسی جداگانه ابعاد مانایی را تقویت می‌کند؛ زیرا ممکن است دو نوع اشتیاق با تناسب، پیوند و فداکاری الگوهای یکسانی نداشته باشند.

از سوی دیگر، دوگان و همکاران با استفاده از داده‌های پانلی ۲۳۷ فروشنده کسب‌وکار به کسب‌وکار نشان دادند سرپرستی بدرفتار با کاهش مانایی شغلی و افزایش قصد ترک همراه است و بخشی از اثر سرپرستی بدرفتار بر قصد ترک از طریق کاهش مانایی شغلی منتقل می‌شود (دوگان و همکاران، ۲۰۲۴). این

یافته با منطق منابع شغلی سازگار است؛ زیرا رفتار خصمانه سرپرست می‌تواند ادراک کارکنان از کیفیت روابط، تناسب با محیط کار و ارزش ماندن در سازمان را تضعیف کند.

در پیشینه داخلی، نیازآذری (۱۴۰۲) در پژوهشی با هدف بررسی تأثیر سرپرستی توهین‌آمیز بر روابط اجتماعی در محیط کار با نقش میانجی رفتارهای تلافی‌جویانه، ۲۴۹ نفر از مدیران مدارس شهر ساری را با روش توصیفی-همبستگی و مدل‌سازی معادلات ساختاری بررسی کرد. داده‌ها با استفاده از پرسشنامه‌های استاندارد و نرم‌افزارهای SPSS و SmartPLS تحلیل شد. یافته‌ها نشان داد تأثیر سرپرستی توهین‌آمیز و رفتارهای تلافی‌جویانه بر روابط اجتماعی محیط کار منفی و معنادار است و رفتارهای تلافی‌جویانه در این رابطه نقش میانجی منفی و معنادار دارد. ابراهیمی و فتحی (۱۴۰۱) نیز رابطه حمایت سازمانی ادراک‌شده و بازآفرینی شغل را با توجه به نقش تعدیل‌گر درهم‌تنیدگی شغلی در میان ۲۶۹ پرستار بررسی کردند. نتایج نشان داد حمایت سازمانی ادراک‌شده بر ابعاد رابطه‌ای و شناختی بازآفرینی شغل اثر مثبت و معنادار دارد و درهم‌تنیدگی شغلی این رابطه را به‌طور معنادار تعدیل می‌کند.

علاوه بر این، در پیشینه خارجی، شارما و همکاران (۲۰۲۶) در مطالعه‌ای بر کارکنان خط مقدم هتل‌های چهار و پنج‌ستاره هند، رابطه سرپرستی بدرفتار با رفتار شهروندی سازمانی مشتری‌محور را با نقش میانجی تعهد عاطفی بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد سرپرستی بدرفتار تعهد عاطفی و رفتار شهروندی مشتری‌محور را کاهش می‌دهد و تعهد عاطفی در این رابطه نقش میانجی دارد. همچنین رونن و دونیا (۲۰۲۰) با داده‌های زمان‌مند تأیید کردند که وضعیت‌های انگیزشی ناشی از سرپرستی بدرفتار با افزایش رفتارهای کاری غیرمولد و کاهش رفتار نوآورانه همراه هستند.

پیشینه نشان می‌دهد سرپرستی بدرفتار با تضعیف انگیزش خودمختار و کاهش دلبستگی کارکنان به محیط کار مرتبط است، درحالی‌که دو نوع اشتیاق از سازوکارهای انگیزشی متفاوتی ناشی می‌شوند و مانایی شغلی نیز ماهیتی چندبعدی دارد (رونن و دونیا، ۲۰۲۰؛ میچل و همکاران، ۲۰۰۱؛ لاندای و همکاران، ۲۰۲۲). بر همین مبنا، مدل حاضر به‌جای استفاده از نمره کلی اشتیاق و مانایی، روابط را در سطح دو بعد اشتیاق و سه بعد مانایی بررسی می‌کند. بر این اساس، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شوند:

فرضیه ۱: سرپرستی بدرفتار بر اشتیاق هماهنگ اثر منفی و معنادار دارد.

فرضیه ۲-الف: اشتیاق هماهنگ بر تناسب اثر مثبت و معنادار دارد.

فرضیه ۲-ب: اشتیاق هماهنگ بر پیوند اثر مثبت و معنادار دارد.

فرضیه ۲-ج: اشتیاق هماهنگ بر فداکاری اثر مثبت و معنادار دارد.

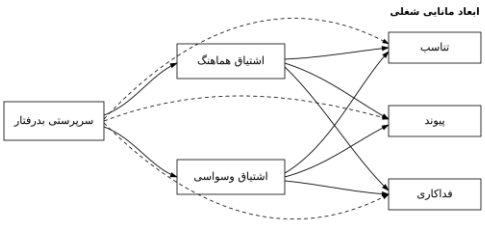
فرضیه ۳-الف: سرپرستی بدرفتار بر تناسب اثر منفی و معنادار دارد.

فرضیه ۳-ب: سرپرستی بدرفتار بر پیوند اثر منفی و معنادار دارد.

فرضیه ۳-ج: سرپرستی بدرفتار بر فداکاری اثر منفی و معنادار دارد.

فرضیه ۴: اشتیاق هماهنگ در رابطه میان سرپرستی بدرفتار و ابعاد مانایی شغلی نقش میانجی دارد.

باتوجه‌به موارد فوق، مدل مفهومی پژوهش به‌صورت زیر ترسیم گردید:




*شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش*

## ۳. روش تحقیق

پژوهش حاضر از نظر هدف، در زمره مطالعات کاربردی قرار می‌گیرد، زیرا به دنبال ارائه راهکارهایی برای بهبود وضعیت مانایی شغلی و کاهش پیامدهای منفی سرپرستی بدرفتار در سازمان‌های فعال در حوزه گردشگری است. از نظر ماهیت و روش گردآوری داده‌ها، این مطالعه یک پژوهش توصیفی از نوع همبستگی است که در آن روابط میان متغیرها بدون دستکاری در محیط طبیعی سازمان‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین، از آنجا که تمامی متغیرها در یک بازه زمانی واحد اندازه‌گیری شده‌اند، طرح پژوهش از نظر زمان، مقطعی محسوب می‌شود.

تحلیل حاضر، در واقع یک بازتحلیل ثانویه از داده‌های گردآوری‌شده در یک پایان‌نامه کارشناسی ارشد است. در این رویکرد، اگرچه نمونه آماری، زمان گردآوری و ابزارهای اندازه‌گیری دقیقاً همان داده‌های اولیه هستند، اما سؤال پژوهش، ساختار مدل مفهومی و سطح تحلیل سازه‌ها با مقاله پیشین مستخرج از آن داده‌ها کاملاً متفاوت است و با رویکردی نوین به تبیین ابعاد سه‌گانه مانایی شغلی و دوگانگی اشتیاق می‌پردازد. جامعه آماری پایه این پژوهش شامل کلیه کارکنان فعال در بخش‌های خصوصی و دولتی صنعت گردشگری شهر کرمان بوده است. انتخاب صنعت گردشگری به دلیل ماهیت تعاملی بالا، فشارهای روانی ناشی از ارتباط مستمر با مشتریان و اهمیت ویژه رفتارهای سرپرستی در این بخش صورت گرفت. برای انتخاب نمونه از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده استفاده شد. پس از توزیع پرسشنامه‌ها و اعمال معیارهای ورود و خروج، در نهایت ۱۳۰ پرسشنامه به‌صورت کامل و بدون داده مفقوده ثبت و وارد فرآیند تحلیل شدند. تمامی شرکت‌کنندگان در این پژوهش به‌صورت داوطلبانه و با تضمین محرمانگی اطلاعات و ناشناس ماندن پاسخ‌ها در مطالعه شرکت کردند. از آنجا که در مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر حداقل مربعات جزئی (PLS-SEM)، محدودیت‌های سخت‌گیرانه مربوط به حجم نمونه در رویکردهای مبتنی بر کوواریانس (مانند لیزرل یا ایموس) وجود ندارد و بر اساس قانون «۱۰ برابر» یا محاسبات توان آماری، این حجم از نمونه برای تحلیل مدل حاضر کفایت می‌کند، تمامی ۱۳۰ مورد در تحلیل نهایی به‌کار رفتند. این حجم نمونه بر اساس منطق حداقل مربعات جزئی که بر پیش‌بینی و واریانس توضیح‌داده‌شده تمرکز دارد، کاملاً مطلوب ارزیابی می‌شود.

ابزار گردآوری داده‌ها، پرسشنامه‌ای استاندارد و ساختاریافته بود که شامل دو بخش اطلاعات جمعیت‌شناختی و گویه‌های تخصصی متغیرهای پژوهش می‌شد. تمامی گویه‌ها بر اساس طیف پنج‌درجه‌ای لیکرت (از ۱ = کاملاً مخالفم تا ۵ = کاملاً موافقم) تنظیم شدند. در مدل نهایی حاضر، مجموعاً ۲۳ گویه وارد تحلیل شد:

- **سرپرستی بدرفتار:** این متغیر با استفاده از ۴ گویه منتخب و اعتبارسنجی‌شده از ابزار دنیل (۲۰۲۲) سنجیده شد که میزان ادراک کارکنان از رفتارهای خصمانه کلامی و غیرکلامی سرپرست را ارزیابی می‌کند.
- **اشتیاق هماهنگ و اشتیاق وسواسی:** برای سنجش این دو سازه از مقیاس اشتیاق کاری لاندای و همکاران (۲۰۲۲) استفاده گردید. اشتیاق هماهنگ با ۶ گویه و اشتیاق وسواسی با ۴ گویه مورد ارزیابی قرار گرفتند تا تمایز میان درونی‌سازی خودمختار و کنترل‌شده به‌دقت سنجیده شود.
- **ابعاد مانایی شغلی:** سه بعد تناسب، پیوند و فداکاری بر اساس ابزار کوتزر و همکاران (۲۰۱۹) سنجیده شدند که هر بعد شامل ۳ گویه اختصاصی بود (مجموعاً ۹ گویه).

*جدول ۱- بارهای عاملی متغیرهای پژوهش*

| سازه | تعداد گویه | منبع |
|---|---|---|
| سرپرستی بدرفتار | ۴ | دنیل (۲۰۲۲) |

| سازه | تعداد گویه | منبع |
|---|---|---|
| اشتیاق هماهنگ | ۶ | لاندای و همکاران (۲۰۲۲) |
| اشتیاق وسواسی | ۴ | لاندای و همکاران (۲۰۲۲) |
| تناسب | ۳ | کوتزر و همکاران (۲۰۱۹) |
| پیوند | ۳ | کوتزر و همکاران (۲۰۱۹) |
| فداکاری | ۳ | کوتزر و همکاران (۲۰۱۹) |

لازم به ذکر است که برای اطمینان از روایی متون ترجمه‌شده، از تکنیک ترجمه و بازترجمه استفاده شد تا معادل‌سازی مفهومی گویه‌ها با بافت فرهنگی و سازمانی ایران تضمین گردد. روایی صوری و محتوایی پرسشنامه‌ها توسط گروهی از خبرگان دانشگاهی تأیید شد و پایایی آن‌ها نیز در بخش یافته‌ها از طریق شاخص‌های دقیق آماری گزارش شده است.

برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش، از رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر حداقل مربعات جزئی (PLS-SEM) با بهره‌گیری از نرم‌افزار SmartPLS استفاده شد. دلیل انتخاب این روش، قابلیت بالای آن در کار با حجم نمونه‌های نسبتاً کوچک، عدم نیاز به فرضیه توزیع نرمال چندمتغیره داده‌ها و قدرت پیش‌بینی بالای آن در مدل‌های اکتشافی و پیچیده است. فرآیند تحلیل در دو مرحله اصلی و بر اساس راهنمای هیر و همکاران (۲۰۲۲) انجام گرفت:

**مرحله اول (ارزیابی مدل اندازه‌گیری):** در این مرحله، روایی و پایایی سازه‌ها بررسی شد. پایایی درونی از طریق آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی (CR) ارزیابی گردید. روایی همگرا با استفاده از بارهای عاملی بیرونی و میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) بررسی شد. همچنین، برای ارزیابی روایی تمایزی، از معیار نسبت هتروریت–مونوتریت (HTMT) استفاده شد؛ معیاری که هنسلر و همکاران (۲۰۱۵) آن را به‌عنوان رویکردی دقیق‌تر و حساس‌تر برای مدل‌های مبتنی بر واریانس معرفی کرده‌اند.

**مرحله دوم (ارزیابی مدل ساختاری):** پس از اطمینان از برازش مدل اندازه‌گیری، مدل ساختاری برای آزمون فرضیه‌ها ارزیابی شد. این کار از طریق بررسی ضرایب مسیر، مقادیر آماره t و سطح معناداری با استفاده از روش بوت‌استرپ (با ۵۰۰۰ نمونه‌گیری مجدد) انجام گرفت. استفاده از روش بوت‌استرپ به پژوهشگر اجازه می‌دهد تا بدون اتکا به فرض توزیع نرمال داده‌ها، خطاهای استاندارد و مقادیر معناداری را با دقت بالا برآورد کند. علاوه بر این، برای ارزیابی قدرت پیش‌بینی مدل از ضریب تعیین ($R^2$)، برای بررسی اندازه اثر متغیرها از شاخص ($f^2$) و برای ارزیابی نقش میانجی متغیرها از آزمون اثرات غیرمستقیم همراه با بازه‌های اطمینان بوت‌استرپ استفاده شد.

## ٤. یافته‌ها

بخش یافته‌های پژوهش به منظور آزمون دقیق فرضیه‌ها و پاسخ به سؤالات اصلی مطالعه، در چهار زیربخش مجزا و منسجم شامل ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه، ارزیابی مدل اندازه‌گیری، آزمون مدل ساختاری و بررسی اثرات غیرمستقیم ارائه شده است. کلیه تحلیل‌های آماری با بهره‌گیری از نرم‌افزار تخصصی SmartPLS و با استفاده از رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر حداقل مربعات جزئی (PLS-SEM) انجام پذیرفت تا همزمان مدل‌های اندازه‌گیری و ساختاری با دقت بالا و بدون نیاز به فرض توزیع نرمال داده‌ها مورد ارزیابی قرار گیرند.

جامعه آماری این پژوهش را کلیه کارکنان سازمان‌های دولتی و خصوصی فعال در حوزه گردشگری شهر کرمان تشکیل می‌دادند. از مجموع ۱۳۰ پرسشنامه تکمیل‌شده و قابل قبول که وارد فرآیند تحلیل نهایی شدند، بررسی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نشان داد که ساختار نمونه از نظر جنسیت دارای عدم تعادل آشکاری است. به‌طوری‌که ۱۱۰ نفر (معادل ۸۴/۶ درصد) از پاسخ‌دهندگان را زنان و تنها ۲۰ نفر (۱۵/۴ درصد) را مردان تشکیل می‌دادند. این موضوع به‌وضوح

بازتاب‌دهنده ماهیت جنسیتی مشاغل و ترکیب نیروی انسانی در برخی از بخش‌های مورد مطالعه در صنعت گردشگری این منطقه جغرافیایی است. از منظر توزیع سنی، بیشترین فراوانی مربوط به گروه سنی ۳۱ تا ۴۰ سال با ۴۴ نفر (۳۳/۸ درصد) و پس از آن گروه ۴۱ تا ۵۰ سال با ۴۳ نفر (۳۳/۱ درصد) بود. گروه سنی ۲۰ تا ۳۰ سال نیز ۳۲ نفر (۲۴/۶ درصد) و گروه ۵۱ سال و بیشتر ۱۰ نفر (۷/۷ درصد) از حجم نمونه را به خود اختصاص دادند.

در بررسی سابقه کار، اکثریت قابل‌توجهی از کارکنان یعنی ۷۰ نفر (۵۳/۸ درصد) دارای بیش از ۶ سال سابقه فعالیت مستمر در سازمان‌های مربوطه بودند که نشان‌دهنده پایداری نسبی نیروی کار و تجربه انباشته‌شده در این بخش است. سایر گروه‌های سابقه کار شامل کمتر از ۱ سال (۱۰/۰ درصد)، ۱ تا ۲ سال (۹/۲ درصد)، ۲ تا ۴ سال (۱۵/۴ درصد) و ۴ تا ۶ سال (۱۱/۵ درصد) بودند. از نظر سطح تحصیلات، بیشترین تعداد پاسخ‌دهندگان دارای مدرک کارشناسی (۴۹ نفر یا ۳۷/۷ درصد) و کارشناسی ارشد (۴۵ نفر یا ۳۴/۶ درصد) بودند. افراد با تحصیلات دیپلم و کمتر، کاردانی و دکتری و بالاتر هر کدام ۱۲ نفر (۹/۲ درصد) از نمونه را تشکیل دادند. این ترکیب نشان می‌دهد که نمونه پژوهش از تجربه کاری نسبتاً بالا و سطح تحصیلات مناسبی برخوردار است، هرچند تعمیم نتایج به گروه‌های شغلی با ترکیب جنسیتی یا تجربه متفاوت نیازمند احتیاط علمی و ذکر محدودیت‌ها است.

*جدول ۲- ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه*

| متغیر | طبقه | فراوانی | درصد |
|---|---|---|---|
| جنسیت | زن | ۱۱۰ | ۶/۸۴ |
| جنسیت | مرد | ۲۰ | ۴/۱۵ |
| سن | ۲۰ تا ۳۰ سال | ۳۲ | ۶/۲۴ |
| سن | ۳۱ تا ۴۰ سال | ۴۴ | ۸/۳۳ |
| سن | ۴۱ تا ۵۰ سال | ۴۳ | ۱/۳۳ |
| سن | ۵۱ سال و بیشتر | ۱۰ | ۷/۷ |
| سابقه کار | کمتر از ۱ سال | ۱۳ | ۰/۱۰ |
| سابقه کار | ۱ تا ۲ سال | ۱۲ | ۲/۹ |
| سابقه کار | ۲ تا ۴ سال | ۲۰ | ۴/۱۵ |
| سابقه کار | ۴ تا ۶ سال | ۱۵ | ۵/۱۱ |
| سابقه کار | بیش از ۶ سال | ۷۰ | ۸/۵۳ |
| تحصیلات | دیپلم و کمتر | ۱۲ | ۲/۹ |
| تحصیلات | کاردانی | ۱۲ | ۲/۹ |
| تحصیلات | کارشناسی | ۴۹ | ۷/۳۷ |
| تحصیلات | کارشناسی ارشد | ۴۵ | ۶/۳۴ |
| تحصیلات | دکتری و بالاتر | ۱۲ | ۲/۹ |

*منبع: یافته‌های پژوهش*

پیش از آزمون فرضیه‌های پژوهش، برازش مدل اندازه‌گیری از طریق بررسی دقیق شاخص‌های پایایی و روایی سازه‌ها مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که بارهای عاملی تمامی گویه‌ها در دامنه ۰/۶۷۲ تا ۰/۹۵۴ قرار دارند که همگی بالاتر از حد آستانه توصیه‌شده (۰/۷۰) هستند، به‌جز یک گویه که با مقدار ۰/۶۷۲ همچنان در محدوده قابل‌قبول برای پژوهش‌های اکتشافی و کاربردی قرار دارد. برای سنجش پایایی درونی، دو شاخص آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی (CR) محاسبه شد. مقدار آلفای کرونباخ برای تمامی سازه‌ها بالاتر از ۰/۷۰ (در محدوده ۰/۷۲۹ تا ۰/۹۵۴) و مقدار پایایی ترکیبی نیز بین ۰/۸۴۵ تا ۰/۹۶۸ به‌دست آمد که نشان‌دهنده ثبات، انسجام و همسانی درونی مطلوب ابزار اندازه‌گیری است.

در بررسی روایی همگرا، شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) برای همه متغیرها بالاتر از حد استاندارد

۰/۵۰ محاسبه شد (در محدوده ۰/۶۴۸ تا ۰/۸۸۲). این یافته به‌طور قاطع تأیید می‌کند که هر سازه به‌طور متوسط واریانس بیشتری را نسبت به خطای اندازه‌گیری تبیین می‌کند و گویه‌ها به‌خوبی سازه مورد نظر را می‌سنجند. با این حال، در ارزیابی روایی تمایزی با استفاده از معیار نسبت هتروریت–مونوتریت (HTMT)، مقدار رابطه میان دو بعد «تناسب» و «فداکاری» برابر با ۰/۹۵۱ به‌دست آمد. این مقدار اندکی بالاتر از حد آستانه سخت‌گیرانه ۰/۹۰ است که هنسلر و همکاران (۲۰۱۵) برای مدل‌های مبتنی بر واریانس پیشنهاد کرده‌اند. اگرچه این موضوع مانع از ادامه تحلیل نمی‌شود، اما نشان می‌دهد که تمایز تجربی این دو بعد از مانایی شغلی در بافت این پژوهش تا حدی همپوشانی دارد و تفسیر نتایج مرتبط با این دو سازه باید با احتیاط و در نظر گرفتن این همبستگی بالا انجام پذیرد.

*جدول ۳- پایایی و روایی همگرای سازه‌ها*

| سازه | دامنه بار عاملی | آلفای کرونباخ | CR | AVE |
|---|---|---|---|---|
| سرپرستی بدرفتار | ۰/۹۳۰– ۰/۹۵۴ | ۰/۹۵۴ | ۰/۹۶۸ | ۰/۸۸۲ |
| اشتیاق هماهنگ | ۰/۷۲۹– ۰/۸۹۰ | ۰/۹۲۱ | ۰/۹۳۸ | ۰/۷۱۸ |
| اشتیاق وسواسی | ۰/۷۳۹– ۰/۸۹۵ | ۰/۸۳۷ | ۰/۸۹۱ | ۰/۶۷۲ |
| تناسب | ۰/۶۷۲– ۰/۸۶۹ | ۰/۷۲۹ | ۰/۸۴۵ | ۰/۶۴۸ |
| پیوند | ۰/۷۷۷– ۰/۸۵۹ | ۰/۷۷۲ | ۰/۸۵۱ | ۰/۶۵۵ |
| فداکاری | ۰/۸۲۲– ۰/۸۸۸ | ۰/۸۱۴ | ۰/۸۹۰ | ۰/۷۳۰ |

*منبع: یافته‌های پژوهش*

پس از تأیید نهایی مدل اندازه‌گیری، مدل ساختاری برای آزمون فرضیه‌های پژوهش ارزیابی شد. یافته‌ها نشان داد که سرپرستی بدرفتار اثر منفی و معناداری بر اشتیاق هماهنگ دارد ($\beta = -۰/۳۴۴$ ،$t = ۴/۱۱۴$ و $P<۰/۰۰۱$) با اندازه اثر متوسط ($f^2 = ۰/۱۳۴$). در مقابل، اثر سرپرستی بدرفتار بر اشتیاق وسواسی معنادار نبود ($P > ۰/۲۰۵$ و $\beta= -۰/۱۲۰$).

در بررسی اثرات بر ابعاد مانایی شغلی، اشتیاق هماهنگ اثر مثبت و بسیار قوی بر هر سه بعد داشت: تناسب ($P<۰/۰۰۱$، $f^2 =۰/۴۹۵$ و $\beta = ۰/۵۴۷$ که نشان‌دهنده اثر بزرگ است)، پیوند ($P<۰/۰۰۱$، $f^2 =۰/۲۵۵$ و $\beta = ۰/۴۷۸$ با اثر متوسط) و فداکاری ($P<۰/۰۰۱$، $f^2 =۰/۴۱۸$ و $\beta = ۰/۴۸۵$ با اثر بزرگ). جالب‌توجه اینکه اشتیاق وسواسی نیز علی‌رغم عدم تأثیرپذیری از سرپرستی بدرفتار، با هر سه بعد مانایی رابطه مثبت و معنادار داشت: تناسب ($P <۰/۰۰۱$ و $\beta= ۰/۳۰۸$)، پیوند ($P <۰/۰۱۵$ و $\beta= ۰/۱۹۴$) و فداکاری ($P <۰/۰۰۱$ و $\beta= ۰/۳۷۴$).

در مورد اثرات مستقیم سرپرستی بدرفتار بر ابعاد مانایی، پس از وارد کردن متغیرهای میانجی در مدل، تنها مسیر منتهی به «فداکاری» معنادار باقی ماند ($P<۰/۰۱۳$، $t= ۲/۴۹۷$ و $\beta = -۰/۱۴۰$)، در حالی که اثرات مستقیم بر تناسب ($p =۰/۱۸۵$) و پیوند ($p =۰/۰۷۲$) معنادار نبودند. این الگو نشان می‌دهد که تأثیر سرپرستی بدرفتار بر ابعاد تناسب و پیوند، عمدتاً به‌صورت غیرمستقیم و از طریق متغیرهای انگیزشی اعمال می‌شود.

همچنین، ضرایب تعیین ($R^2$) نشان‌دهنده قدرت تبیین‌کنندگی مدل است. مقدار $R^2$ برای اشتیاق هماهنگ ۰/۱۱۸، برای اشتیاق وسواسی ۰/۰۱۴، برای تناسب ۰/۶۲۷، برای پیوند ۰/۴۴۷ و برای فداکاری ۰/۶۵۴ به‌دست آمد. این مقادیر نشان می‌دهند که مدل حاضر توانایی بسیار خوبی در تبیین واریانس ابعاد سه‌گانه مانایی شغلی دارد (به‌ویژه برای تناسب و فداکاری که بیش از ۶۰ درصد واریانس را تبیین می‌کنند)، هرچند واریانس تبیین‌شده برای اشتیاق وسواسی بسیار پایین است که با عدم معناداری اثر سرپرستی بدرفتار بر آن کاملاً همسو است.

*جدول ٤- نتایج مدل ساختاری*

| مسیر | β | t | p | $f^2$ | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| سرپرستی بدرفتار | -۰/۳۴۴ | ۰/۱۱۴ | <۰/۰۰۱ | ۰/۱۳۴ | معنادار |

| مسیر | β | t | p | $f^2$ | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| سرپرستی بدرفتار | -۰/۱۲۰ | ۱/۲۶۶ | ۰/۲۰۵ | ۰/۰۱۵ | غیرمعنادار |
| سرپرستی بدرفتار | -۰/۰۸۸ | ۱/۳۲۵ | ۰/۱۸۵ | ۰/۰۱۸ | غیرمعنادار |
| اشتیاق هماهنگ | ۰/۵۴۷ | ۷/۱۷۴ | <۰/۰۰۱ | ۰/۴۹۵ | معنادار |
| اشتیاق وسواسی | ۰/۳۰۸ | ۴/۳۶۳ | <۰/۰۰۱ | ۰/۱۷۵ | معنادار |
| سرپرستی بدرفتار | -۰/۱۵۰ | ۰/۷۹۸ | ۰/۰۷۲ | ۰/۰۳۵ | غیرمعنادار |
| اشتیاق هماهنگ | ۰/۴۷۸ | ۵/۴۴۲ | <۰/۰۰۱ | ۰/۲۵۵ | معنادار |
| اشتیاق وسواسی | ۰/۱۹۴ | ۰/۴۳۹ | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۴۷ | معنادار |
| سرپرستی بدرفتار | ۰/۱۴۰ | ۲/۴۹۷ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۵۰ | معنادار |
| اشتیاق هماهنگ | ۰/۴۸۵ | ۶/۴۲۰ | <۰/۰۰۱ | ۰/۴۱۸ | معنادار |
| اشتیاق وسواسی | ۰/۳۷۴ | ۵/۰۵۴ | <۰/۰۰۱ | ۰/۲۷۹ | معنادار |

*منبع: یافته‌های پژوهش*

***جدول ۵- محاسبه روایی واگرا (معیار فورنل-لارکر)***

| متغیر درون‌زا | $R^2$ | $R^2$ تعدیل‌شده |
|---|---|---|
| اشتیاق هماهنگ | ۰/۱۱۸ | ۰/۱۱۲ |
| اشتیاق وسواسی | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۰۷ |
| تناسب | ۰/۶۲۷ | ۰/۶۱۸ |
| پیوند | ۰/۴۴۷ | ۰/۴۳۴ |
| فداکاری | ۰/۶۵۴ | ۰/۶۴۶ |

*منبع: یافته‌های پژوهش*

برای آزمون دقیق نقش میانجی اشتیاق هماهنگ و وسواسی، از روش بوت‌استرپ با ۵۰۰۰ نمونه‌گیری مجدد استفاده شد تا توزیع نمونه‌گیری ضرایب غیرمستقیم بدون اتکا به فرض نرمال بودن داده‌ها برآورد شود. نتایج آزمون اثرات غیرمستقیم به‌وضوح نشان داد که اشتیاق هماهنگ رابطه میان سرپرستی بدرفتار و هر سه بعد مانایی شغلی را به‌طور معناداری میانجی‌گری می‌کند. به‌طور مشخص، اثر غیرمستقیم بر تناسب (P <۰/۰۰۱ و β= -۰/۱۸۸)، بر پیوند (P =۰/۰۰۲ و β= -۰/۱۶۵) و بر فداکاری (P =۰/۰۰۱ و β= -۰/۱۶۷) معنادار بود و بازه‌های اطمینان ۹۵ درصد برای هیچ‌یک از این مسیرها شامل عدد صفر نمی‌شد.

در مقابل، هیچ‌یک از مسیرهای غیرمستقیم از طریق اشتیاق وسواسی مورد حمایت آماری قرار نگرفتند. اثر غیرمستقیم سرپرستی بدرفتار بر تناسب (p= ۰/۲۳۷)، پیوند (p= ۰/۳۰۸) و فداکاری (p= ۰/۲۳۷) از مسیر اشتیاق وسواسی معنادار نبود و بازه‌های اطمینان مربوطه شامل عدد صفر بودند. بنابراین، فرضیه مربوط به نقش میانجی اشتیاق هماهنگ به‌طور کامل تأیید شد، اما فرضیه مرتبط با نقش میانجی اشتیاق وسواسی رد گردید. این یافته‌ها به‌طور خلاصه نشان می‌دهند که مکانیسم اصلی انتقال اثرات منفی سرپرستی بدرفتار به کاهش مانایی شغلی، از طریق تضعیف اشتیاق هماهنگ (خودمختار) کارکنان صورت می‌گیرد، نه از طریق اشتیاق وسواسی، که این امر بر اهمیت حیاتی حفظ انگیزش خودمختار در محیط‌های کاری تأکید دارد.

***جدول ٦- آزمون اثرات غیرمستقیم***

| مسیر میانجی | اثر غیرمستقیم | t | p | فاصله اطمینان ۹۵٪ |
|---|---|---|---|---|
| سرپرستی بدرفتار ← اشتیاق هماهنگ ← تناسب | -۰/۱۸۸ | ۳/۵۰۴ | <۰/۰۰۱ | [-۰/۳۰۳، -۰/۰۹۴] |
| سرپرستی بدرفتار ← اشتیاق هماهنگ ← پیوند | -۰/۱۶۵ | ۳/۱۲۹ | ۰/۰۰۲ | [-۰/۲۸۰، -۰/۰۷۶] |
| سرپرستی بدرفتار ← اشتیاق هماهنگ ← فداکاری | -۰/۱۶۷ | ۳/۳۷۱ | ۰/۰۰۱ | [-۰/۲۷۱، -۰/۰۷۹] |
| سرپرستی بدرفتار ← اشتیاق وسواسی ← تناسب | -۰/۰۳۷ | ۱/۱۸۴ | ۰/۲۳۷ | [۰/۱۰۶، -۰/۱۰۸] |
| سرپرستی بدرفتار ← اشتیاق وسواسی ← پیوند | -۰/۰۲۳ | ۱/۰۱۹ | ۰/۳۰۸ | [۰/۰۷۹، -۰/۰۱۰] |
| سرپرستی بدرفتار ← اشتیاق وسواسی ← فداکاری | ۰/۰۴۵ | ۱/۱۸۲ | ۰/۲۳۷ | [۰/۱۲۵، -۰/۰۲۳] |

*منبع: یافته‌های پژوهش*

## ۵. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف تبیین ابعاد مانایی شغلی بر پایه سرپرستی بدرفتار و دوگانگی اشتیاق شغلی انجام شد. نتایج

نشان داد سرپرستی بدرفتار اثر منفی و معناداری بر اشتیاق هماهنگ دارد، درحالی‌که اثر آن بر اشتیاق وسواسی معنادار نبود. همچنین، اشتیاق هماهنگ و اشتیاق وسواسی هر دو با ابعاد تناسب، پیوند و فداکاری رابطه مثبت و معنادار داشتند. در میان اثرات مستقیم سرپرستی بدرفتار بر ابعاد مانایی، پس از وارد کردن متغیرهای میانجی، تنها مسیر مربوط به فداکاری معنادار باقی ماند.

اثر منفی سرپرستی بدرفتار بر اشتیاق هماهنگ با یافته‌های رونن و دونیا همسو است. آنان نشان دادند سرپرستی بدرفتار موجب کاهش انگیزش خودمختار کارکنان و افزایش انگیزش کنترل‌شده و بی‌انگیزگی می‌شود (رونن و دونیا، ۲۰۲۰). از آنجا که اشتیاق هماهنگ بر درونی‌سازی خودمختار فعالیت کاری استوار است، کاهش آن در محیطی که کارکنان رفتارهای خصمانه یا تحقیرآمیز سرپرست را تجربه می‌کنند، با الگوی دوگانه اشتیاق کاملاً سازگار است (والراند و همکاران، ۲۰۰۳؛ لاندای و همکاران، ۲۰۲۲).

رابطه منفی سرپرستی بدرفتار با ابعاد مانایی، به‌ویژه اثر معنادار آن بر فداکاری، با یافته‌های دوگان و همکاران همگرایی دارد. آنان نشان دادند سرپرستی بدرفتار موجب کاهش مانایی شغلی می‌شود و کاهش مانایی بخشی از افزایش قصد ترک کارکنان را تبیین می‌کند (دوگان و همکاران، ۲۰۲۴). یافته حاضر با تفکیک مانایی به ابعاد تشکیل‌دهنده نشان می‌دهد آثار رفتار سرپرست ممکن است برای همه اجزای مانایی شدت یکسانی نداشته باشد و فداکاری، به‌عنوان بعدی که مستقیماً با هزینه‌های ادراک‌شده ترک شغل مرتبط است، بیشترین آسیب‌پذیری را در برابر رفتارهای مخرب سرپرستی دارد.

رابطه مثبت اشتیاق هماهنگ با سه بعد مانایی شغلی نشان می‌دهد کارکنانی که فعالیت کاری را با اختیار بیشتری در هویت خود درونی کرده‌اند، تناسب بیشتری میان خود و محیط کار ادراک می‌کنند و پیوند و فداکاری بیشتری نیز گزارش می‌کنند. این نتیجه در سطح ابعاد مانایی با یافته تنگ و همکاران کاملاً یکسان نیست؛ آنان رابطه مستقیم اشتیاق هماهنگ با مانایی شغلی کلی را معنادار نیافتند، اما اثر غیرمستقیم آن را از طریق درگیری کاری تأیید کردند (تنگ و همکاران، ۲۰۲۱). تفاوت در سطح تحلیل مانایی (سازه کلی در برابر ابعاد مجزا) می‌تواند یکی از عوامل اصلی تفاوت در نتایج باشد.

در مورد اشتیاق وسواسی، روابط مثبت مشاهده‌شده با تناسب، پیوند و فداکاری با یافته تنگ و همکاران همسو است؛ آنان نیز برخلاف تلقی منفی یک‌دست از اشتیاق وسواسی، رابطه مثبت آن را با مانایی شغلی گزارش کردند (تنگ و همکاران، ۲۰۲۱). بااین‌حال، در مدل حاضر سرپرستی بدرفتار پیش‌بینی‌کننده معنادار اشتیاق وسواسی نبود و در نتیجه مسیرهای میانجی از طریق اشتیاق وسواسی نیز مورد حمایت قرار نگرفتند. این نتیجه نشان می‌دهد وجود رابطه مثبت اشتیاق وسواسی با مانایی لزوماً به این معنا نیست که رفتار بدرفتارانه سرپرست از طریق ایجاد اشتیاق وسواسی موجب افزایش مانایی می‌شود، بلکه این دو پدیده ممکن است از مسیرهای علی متفاوتی ناشی شوند.

یکی از یافته‌های اصلی و نوآورانه پژوهش، تأیید نقش میانجی اشتیاق هماهنگ در رابطه میان سرپرستی بدرفتار و هر سه بعد مانایی شغلی است. به بیان دیگر، بخشی از ارتباط منفی رفتار بدرفتارانه سرپرست با تناسب، پیوند و فداکاری از طریق تضعیف کیفیت اشتیاق خودمختار کارکنان منتقل می‌شود. این نتیجه با استدلال انگیزشی رونن و دونیا درباره نقش کاهش انگیزش خودمختار در پیامدهای سرپرستی بدرفتار سازگار است (رونن و دونیا، ۲۰۲۰).

از منظر کاربردی، سازمان‌ها می‌توانند با آموزش سرپرستان درباره پیامدهای رفتارهای مخرب، ایجاد سازوکارهای امن برای گزارش رفتارهای نامناسب و تقویت شیوه‌های رهبری مبتنی بر احترام، احتمال تضعیف اشتیاق هماهنگ را کاهش دهند. همچنین طراحی شغل باید به‌گونه‌ای باشد که اختیار، معنا، یادگیری و تناسب فرد–شغل تقویت شود؛ زیرا این شرایط با منطق اشتیاق هماهنگ و پیوند سالم‌تر کارکنان با محیط کار سازگار است. در عین حال، سازمان‌ها نباید صرف افزایش دلبستگی یا حضور طولانی کارکنان را نشانه سلامت انگیزشی تلقی کنند، زیرا اشتیاق وسواسی می‌تواند با ماندن همراه باشد اما کیفیت روان‌شناختی متفاوتی از اشتیاق هماهنگ دارد (لاندای و همکاران، ۲۰۲۲؛ تنگ و همکاران، ۲۰۲۱).

محدودیت نخست پژوهش، مقطعی بودن داده‌هاست و بنابراین روابط مشاهده‌شده تقدم زمانی یا علیت را اثبات نمی‌کنند. دوم، همه متغیرها با پرسشنامه خودگزارشی سنجیده شده‌اند که ممکن است تحت تأثیر سوگیری روش مشترک قرار گیرد. سوم، داده‌ها مربوط به کارکنان چند سازمان گردشگری در شهر کرمان هستند و تعمیم نتایج به سایر صنایع یا مناطق جغرافیایی نیازمند احتیاط است. چهارم، مقدار HTMT میان تناسب و فداکاری بالاتر از حد متعارف بود؛ بنابراین در مطالعات آینده لازم است تمایز تجربی این دو بعد با نمونه مستقل و سنجه‌های دقیق‌تر بررسی شود. پژوهش‌های آینده می‌توانند مدل حاضر را در طرح‌های طولی و چندمنبعی، با نمونه‌های مستقل و در محیط‌های خدماتی و صنعتی دیگر بازآزمایی کنند.

**ملاحظات اخلاقی:** کلیه اصول اخلاق در پژوهش، همچنین امانت‌داری علمی در استفاده از منابع، استنادها و ارجاعات موردتوجه قرار گرفته و رعایت شده است.

**تعارض منافع:** نویسندگان اعلام می‌دارند که تدوین و انتشار این مقاله فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

**سهم نویسندگان:** نگارش و تدوین مقاله به‌صورت مشترک و با مشارکت برابر تمامی نویسندگان انجام شده است.

**تشکر و قدردانی:** بدین‌وسیله از تمامی افرادی که در تهیه و تکمیل این مقاله همکاری و مساعدت داشته‌اند، قدردانی می‌شود.

**تأمین اعتبار پژوهش:** این پژوهش بدون دریافت هرگونه حمایت یا تأمین مالی انجام شده است.

## فهرست منابع

ابراهیمی، الهام، و فتحی، محمدرضا. (۱۴۰۱). رابطه میان حمایت سازمانی ادراک‌شده و بازآفرینی شغل در پرستاران بیمارستان: نقش تعدیل‌گر درهم‌تنیدگی شغلی. *تصویر سلامت*، ۱۳(۲)، ۲۱۰-۲۲۲.

نیازآذری، مرضیه. (۱۴۰۲). تأثیر سرپرستی توهین‌آمیز بر روابط اجتماعی در محیط کار با نقش میانجی رفتارهای تلافی‌جویانه. *مشاوره شغلی و سازمانی*، ۱۵(۲)، ۱۴۸-۱۲۳.

Arici, H. E., Arasli, H., Köseoglu, M. A., Sokmen, A & ,.Arici, N. C. (2023). Job embeddedness in hospitality and tourism scholarship: Past, present, and future research agenda .*International Journal of Hospitality Management* .۱۰۳٤۱۷ ,۱۰۹ , https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2022.103417

Coetzer, A., Inma, C., Poisat, P., Redmond, J., & Standing, C. (2019). Does job embeddedness predict turnover intentions in SMEs? *International Journal of Productivity and Performance Management*, *68*(2), 340–361. https://doi.org/10.1108/IJPPM-03-2018-0108

Daniel, M. J. (2022). *How an abusive supervision climate impacts business-to-business (B2B) sales performance, and the roles of leader–members interdependence and team psychological safety* [Doctoral dissertation, Abilene Christian University].

Dugan, R., Edelblum, A., Kalra, A., Lee, N. Y., & Yoon, S. (2024). How social media and flexible work arrangements harden salespeople to abusive supervision. *Industrial Marketing Management*, *121*, 146–159. https://doi.org/10.1016/j.indmarman.2024.07.008

Goswami, M., & Jena, L. K. (2024). Nightmare in remote mode: Evidence of remote abusive supervision in Indian organisations. *IIMB Management Review*, *36*(4), 368–379. https://doi.org/10.1016/j.iimb.2023.10.003

Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2022). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (3rd ed.). Sage.

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of*

*the Academy of Marketing Science*, *43*(1), 115–135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

Landay, K., DeSimone, J. A., & Harms, P. D. (2022). A psychometric investigation of harmonious and obsessive work passion. *Journal of Organizational Behavior*, *43*(9), 1535–1561. https://doi.org/10.1002/job.2596

Mitchell, T. R., Holtom, B. C., Lee, T. W., Sablynski, C. J., & Erez, M. (2001). Why people stay: Using job embeddedness to predict voluntary turnover. *Academy of Management Journal*, *44*(6), 1102–1121. https://doi.org/10.5465/3069391

Ronen, S., & Donia, M. B. L. (2020). Stifling my fire: The impact of abusive supervision on employees' motivation and ensuing outcomes at work. *Journal of Work and Organizational Psychology*, *36*(3), 205–214. https://doi.org/10.5093/jwop2020a20

Sharma, I., Lim, W. M., & Aggarwal, A. (2026). When leaders cast shadows: The supervisor-employee-customer triangle of abusive supervision with evidence from the hotel industry. *International Journal of Hospitality Management*, *132*, 104344. https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2025.104344

Teng, H. Y., Cheng, L. Y., & Chen, C. Y. (2021). Does job passion enhance job embeddedness? A moderated mediation model of work engagement and abusive supervision. *International Journal of Hospitality Management*, *95*, 102913. https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2021.102913

Tepper, B. J. (2000). Consequences of abusive supervision. *Academy of Management Journal*, *43*(2), 178–190. https://doi.org/10.2307/1556375

Vallerand, R. J., Blanchard, C., Mageau, G. A., Koestner, R., Ratelle, C., Léonard, M., Gagné, M., & Marsolais, J. (2003). Les passions de l'âme: On obsessive and harmonious passion. *Journal of Personality and Social Psychology*, *85*(4), 756–767. https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.4.756