

## رابطه میان بدرفتاری مشتریان، ناهمسانی هیجانی و فرسودگی عاطفی با رفتارهای تلافی جویانه کارکنان: نقش تعدیل‌گر جوحمايت سرپرست

\* محمد مهدی پرهیزگار<sup>۱</sup>، صدیقه باقری<sup>۲</sup>

۱. دانشیار گروه مدیریت، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۲. دانشجوی دکتری مدیریت بازرگانی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: (۱۳۹۶/۵/۲۸) تاریخ پذیرش: (۱۳۹۶/۸/۷)

### The Relationship between Customer Mistreatment, Emotional Dissonance and Emotional Exhaustion with Employee Retaliation: Moderator role of Supervisory Support Climate

\* Mohammad Mahdi Parhizgar<sup>1</sup>, Sedighe Bagheri<sup>2</sup>

1. Associate Professor Department of Management, Payame Noor University, Tehran, Iran.

2. Ph.D Candidate Business Management, Payame Noor University, Tehran, Iran.

Received: (19/Aug/2017) Accepted: (29/Oct/2017)

#### Abstract

This study aimed to investigate the impact of customer mistreatment on Mallet Bank employees' retaliation in Mashhad, Iran. In this regard, the impact of customer mistreatment on emotional dissonance and emotional exhaustion was investigated. Also, the influence of these variables on employee retaliation by considering the moderator role of supervisory support climate in the relationship between emotional exhaustion and employee retaliation were evaluated. Confirmatory factor analysis and Cronbach's alpha coefficient were used to assess validity and the internal consistency of the instrument, respectively. To investigate the effect of independent variables on the dependent variable, the method of structural equation modeling (SEM) in AMOS software was used. Subsequently, multiple regression analysis was conducted to investigate the effect of moderator role of supervisory support climate. Findings revealed that customer mistreatment has a significant influence on both emotional dissonance and emotional exhaustion. Emotional exhaustion has a crucial effect on employees' retaliation. Also The moderating role of supervisory support climate in the relationship between emotional exhaustion and employee retaliation is also confirmed in this study.

#### Keywords

Customer Mistreatment, Employee Retaliation, Supervisory Support Climate, Emotional Dissonance, Emotional Exhaustion.

#### چکیده

هدف از این مطالعه بررسی تأثیر بدرفتاری مشتریان بر رفتارهای تلافی جویانه کارکنان شعب بانک ملت مشهد است. در این راستا تأثیر بدرفتاری مشتریان بر ایجاد ناهمسانی هیجانی و فرسودگی عاطفی در کارکنان بررسی شده است. همچنین تأثیر این متغیرها بر رفتارهای تلافی جویانه کارکنان با در نظر گرفتن تعدیل‌گری جوحمايت سرپرست در رابطه میان فرسودگی عاطفی و رفتارهای تلافی جویانه ارزیابی شده است. تکنیک تحلیل عاملی تأییدی جهت بررسی روایی سازه و ضریب آلفای کرونباخ جهت سنجش انسجام درونی ابزارها استفاده شده است. جهت بررسی تأثیر متغیرهای مستقل بر وابسته، از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری با استفاده از نرم‌افزار آموس و به منظور بررسی نقش تعدیل‌گر جوحمايت سرپرست، از تحلیل رگرسیون چندگانه سلسله‌مراتبی استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که بدرفتاری مشتریان بر فرسودگی عاطفی و ناهمسانی هیجانی کارکنان تأثیر مثبت و معناداری دارد. فرسودگی عاطفی بر رفتارهای تلافی جویانه تأثیر قابل‌توجهی دارد. همچنین نقش تعدیل‌گر جوحمايت سرپرست در رابطه فرسودگی عاطفی و رفتارهای تلافی جویانه نیز در این مطالعه تأیید شده است.

#### واژه‌های کلیدی

بدرفتاری مشتریان، رفتارهای تلافی جویانه کارکنان، جوحمايت سرپرست، ناهمسانی هیجانی، فرسودگی عاطفی.

\* Corresponding Author: Mohammad Mahdi Parhizgar

E-mail: m.parhizgar@pnu.ac.ir

## مقدمه

در ایران بانک‌ها در صنعتی با شرایط رقابتی فعالیت می‌کنند (شیری، ۱۳۸۸) و در این شرایط باید جایگاه رقابتی خود را حفظ کنند. برای بانک ملت به عنوان بانکی که در سال‌های اخیر خصوصی‌سازی شده، حفظ جایگاه رقابتی اهمیت فراوانی دارد. علاوه بر حفظ جایگاه رقابتی، اخیراً مدیران ارشد بانک ملت به سودآوری نیز به عنوان عاملی مهم و ضروری برای پاسخگویی مناسب به نیاز سهامداران، توجه ویژه کرده‌اند.

در این شرایط جلب رضایت و وفاداری مشتریان به عنوان عاملی که هم می‌تواند منجر به حفظ جایگاه رقابتی شود (وودراف<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷) و هم سودآوری را در پی داشته باشد (وانگ<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰، ۱) اهمیت زیادی برای بانک ملت دارد.

بنابراین، در بانک ملت استانداردهای رفتار کارکنان با مشتریان را به گونه‌ای تنظیم کرده‌اند که به این هدف دست یابند. ولی تجربه سازمان‌های خدماتی در سطح جهان نشان داده است که دنبال کردن بیش‌ازحد شعارهایی از قبیل «همیشه حق با مشتری است» به عنوان استانداردهای خدمات، منجر به بروز بدرفتاری‌هایی از سوی مشتریان با کارکنان می‌شود که در نتیجه آن کارکنان که سرمایه‌های انسانی سازمان هستند از لحاظ احساسی آسیب می‌بینند. لی و اوکی<sup>۳</sup> (۲۰۱۳: ۱) معتقدند که دنبال کردن بیش‌ازحد این فلسفه که «مشتری پادشاه است» یا «ارائه خدمات دوستانه با لبخند» می‌تواند در نهایت به دلیل اینکه کارکنان مجبورند که احساسات متفاوتی از احساسات واقعی خود به نمایش بگذارند منجر به رفتارهای انحرافی یا تخریب خدمات شود.

بدرفتاری مشتریان احساسات منفی در کارکنان ایجاد می‌کند که این احساسات منفی ممکن است موجب بروز رفتارهای تلافی‌جویانه از سوی آنها شود. برخی از محققان تأثیر رفتارهای منفی مشتریان بر احساسات و رفتارهای کارکنان را بررسی کرده‌اند (به عنوان مثال: وانگ و همکاران، ۲۰۱۱؛ مادوپالی و پودار<sup>۴</sup>، ۲۰۱۴). رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان می‌تواند به مشتریان و منافع سازمان و ذی‌نفعان لطمه بزند. چه راهکاری برای کنترل این احساسات و جلوگیری از تأثیر آنها بر ایجاد رفتارهای تلافی‌جویانه وجود دارد؟

وانگ و همکاران (۲۰۱۱) جوحمایت سرپرست را تعدیل‌گر

رابطه بین رویدادهای منفی مشتری و رفتارهای تخریب خدمات که از انواع رفتارهای تلافی‌جویانه است دانسته‌اند. ولی این محققان تأثیر رفتارهای منفی مشتری بر احساسات کارکنان را در نظر نگرفته‌اند.

مادوپالی و پودار (۲۰۱۴)، تأثیر دو بعد رفتارهای توهین‌آمیز و درخواست‌های نامعقول از بدرفتاری مشتری، بر ایجاد احساسات منفی از قبیل ناهمسانی هیجانی و فرسودگی عاطفی کارکنان و در نتیجه اقدامات تلافی‌جویانه را بررسی کرده‌اند ولی عوامل تعدیل‌گر را در نظر نگرفته‌اند.

از سوی دیگر، برخی از محققان بدرفتاری مشتریان را شامل چهار بعد رفتارهای توهین‌آمیز، درخواست‌های نامعقول، رفتارهای تهاجمی و بی‌احترامی می‌دانند (ون‌جاسولد و واکر<sup>۵</sup>، ۲۰۰۴، به نقل از وانگ و همکاران، ۲۰۱۱).

با توجه به مطالب ذکر شده فوق برای استفاده از هر سه جنبه بررسی شده در تحقیقات پیشین (بررسی نقش تعدیل‌گر جوحمایت سرپرست، بررسی تأثیر رفتار منفی مشتری بر احساسات کارکنان و استفاده از چهار بعد بدرفتاری مشتری برای پوشش موارد بیشتر و تعمیم‌پذیری بالاتر)، در این مطالعه مدل وانگ و همکاران (۲۰۱۱) با مدل مادوپالی و پودار (۲۰۱۴) تلفیق شده و چهار بعد برای بدرفتاری مشتری در نظر گرفته شده است.

این مدل ترکیبی در جامعه آماری کارکنان بانک ملت مشهد آزمون شده تا با استفاده از نتایج این آزمون بتوان راهکارهایی به مدیران بانک ملت در راستای کاهش تأثیرات احساسات منفی ایجاد شده در کارکنان در اثر بدرفتاری مشتریان، بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان ارائه داد. در صورت دستیابی به راهکارهایی در این زمینه، به بانک ملت در راستای حفظ استانداردهای خدمات و پیش‌بینی دقیق‌تری از رفتارها و جلوگیری از کاهش رضایت و وفاداری مشتریان با هدف حفظ جایگاه رقابتی و سودآوری کمک خواهد شد.

بنابراین، در این مطالعه تأثیر بدرفتاری مشتریان بر ایجاد احساسات منفی در کارکنان از قبیل ناهمسانی هیجانی و فرسودگی عاطفی و تأثیر این احساسات منفی بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان در بانک ملت مشهد بررسی می‌شود و جوحمایت سرپرست نیز به عنوان عاملی که تأثیر احساسات منفی کارکنان بر رفتارهای تلافی‌جویانه را کاهش می‌دهد آزمون می‌گردد.

1. Woodruff
2. Wang
3. Lee & Ok
4. Kumar Madupalli & Poddar

رفتارهای تحقیرآمیز<sup>۹</sup> را بر مقابله به مثل و بروز رفتارهای مشابه توسط کارکنان علیه مشتریان تأیید کرده‌اند. مادوپالی و پودار (۲۰۱۴)، دربارهٔ مشتریان مشکل‌آفرین و رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان مطالعه کرده‌اند و تأثیر بدرفتاری مشتریان بر اقدامات تلافی‌جویانه کارکنان را تأیید کرده‌اند. وانگ و همکاران (۲۰۱۱) نیز بر این باورند که بدرفتاری‌های روزانه مشتریان به‌طور معنی‌داری خراب‌کاری کارکنان علیه مشتریان را پیش‌بینی می‌کند. مثال‌هایی از بدرفتاری مشتری شامل رفتار با کارکنان با بی‌احترامی، رفتار توهین‌آمیز، درخواست‌های نامعقول یا رفتار تهاجمی است (ون‌جاسولد و واکر، ۲۰۰۴ به نقل از وانگ و همکاران، ۲۰۱۱). رفتار توهین‌آمیز، رفتاری است که مشتری در آن از الفاظ توهین‌آمیز استفاده می‌کند، کارکنان را به تخلف متهم می‌کند و یا کارکنان را به‌خاطر سیاست‌های شرکت‌شان سرزنش می‌کند. درخواست‌های نامعقول، به‌صورت رفتارهایی تعریف می‌شود که مشتری بدون دلیل درخواست صحبت با سرپرست کارمند را دارد یا مکرراً درخواست تخفیف ویژه می‌کند یا از کارمند می‌خواهد که از سیاست‌های شرکت سرپیچی کند (مادوپالی و پودار، ۲۰۱۴). با توجه به موارد ذکر شده در این مطالعه برای بدرفتاری مشتری چهار بعد رفتارهای توهین‌آمیز، رفتارهای تهاجمی، درخواست‌های نامعقول و بی‌احترامی در نظر گرفته شده است.

**ناهمسانی هیجانی:** ناهمسانی هیجانی وقتی اتفاق می‌افتد که احساسات ابراز شده منطبق بر رفتارهای سازمانی است ولی برخلاف احساسات واقعی است (رافائل و ساتون<sup>۱۰</sup>، ۱۹۸۷). «این وضعیت وقتی بروز می‌کند که کارمند باید از نشان دادن هر شکلی از احساسات منفی در برابر مشتری اجتناب کند و برخلاف احساسات واقعی‌اش احساسات مثبت ابراز کند» (لی و اوکی، ۲۰۱۴، ۲). رفتارهای بازاریابی سنتی مثل «مشتری پادشاه است» یا «همیشه حق با مشتری است»، موجب تعریف رفتارهای شغلی قابل‌قبول به صورتی می‌شود که استرس زیادی به کارکنانی که با مشتری در ارتباط هستند، وارد می‌کند. این کارکنان باید به‌طور کلی احساسات درونی‌شان مثل خشم را سرکوب کنند و به مشتری با لبخند پاسخ دهند و مجبورند که نیازهای مشتری را پاسخ دهند حتی اگر برخلاف میل‌شان باشد. سازمان‌ها معمولاً رفتار کارکنان را نظارت می‌کنند تا اطمینان حاصل

با این هدف که بتوان به راهکاری در این سازمان دست یافت که درعین حال که استانداردهای خدمات برای جلب رضایت و وفاداری مشتریان حفظ می‌شود، بدرفتاری برخی مشتریان در اثر سوءاستفاده از این استانداردها، آسیب کمتری به کارکنان برساند و راهکارهایی در اختیار مدیران این سازمان قرار گیرد تا با استفاده از آن بتوانند منافع کلیه ذی‌نفعان را تأمین کنند.

## پیشینه پژوهش

### رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان

مادوپالی و پودار (۲۰۱۴)، رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان بخش خدمات مشتریان را به‌عنوان «هرگونه اقدام نامطلوب انجام شده به‌وسیله کارکنان بخش خدمات در برابر مشتری که برخلاف هنجارهای رفتاری عادی خدمات باشد» تعریف می‌کنند. وقتی که یک پرسنل بخش خدمات واکنش‌های عاطفی منفی مثل ناخشنودی، اندوه یا التهاب را تجربه می‌کند، ممکن است تعاملات نامطلوب را به شیوه‌ای تلافی‌جویانه و با شدت بیشتر پاسخ بدهد، حتی اگر انجام این کار به‌منزله ارائه خدمات ضعیف به مشتریان باشد. پرسنل بخش خدمات وقتی با بدرفتاری از سوی مشتریان روبرو می‌شوند، تلاش می‌کنند که پاسخ‌های تلافی‌جویانه بدهند (ون‌جاسولد و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰؛ اسکالرکی و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸).

**بدرفتاری مشتری:** بدرفتاری مشتری با کارمند یا رفتارهای بین فردی با کیفیت پایین که کارمند از مشتریان خود می‌بیند (بیس<sup>۳</sup>، ۲۰۰۱) در سازمان‌های خدماتی رو به گسترش است (به نقل از وانگ و همکاران، ۲۰۱۱). در صنایع خدماتی رویدادهای منفی مشتری در برابر ارائه‌دهنده خدمات مثل درخواست‌های نامعقول یا رفتارهای میان فردی با کیفیت پایین ممکن است موجب رفتارهای تخریب خدمات به‌عنوان پاسخ از سوی کارکنان شود (کای، سای و زنگ<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳). تورس و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۶)، تأثیر رفتارهایی از سوی مشتریان علیه کارکنان که آن را بی‌تمدنی<sup>۶</sup> نامیده‌اند (به‌عنوان مثال: نظرات توهین‌آمیز<sup>۷</sup>، خشم، حملات لفظی<sup>۸</sup> و

1. van Jaarsveld & et al.
2. Skarlicki & et al.
3. Bies
4. Chi, sai & seng
5. Torres & et al.
6. incivility
7. insulting comments
8. verbal attacks

9. condescending behavior
10. Rafaeli & Sutton

مادوپالی (۲۰۱۲) و ون‌جاسولد و همکاران (۲۰۱۰)، بر این باورند که با افزایش مواجهه کارکنان با مشتریان مشکل‌آفرین و با افزایش تعاملات مسئله‌ساز با مشتریان، کارکنان بخش خدمات مشتریان در مراکز تماس، تمایل به نمایش سطوح بالاتری از فرسودگی عاطفی دارند (به‌نقل از مادوپالی و پودار، ۲۰۱۴). بنابراین از آنجا که در محیط شعب بانک نیز کارکنان با چنین برخوردهایی مواجه هستند، درباره این جامعه آماری نیز فرضیه زیر را می‌توان مطرح کرد:

۳. بدررفتاری مشتریان بر ایجاد فرسودگی عاطفی در کارکنان تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

کارکنان فرسوده از لحاظ عاطفی گاهی اوقات منابع مورد نیاز برای کار را ندارند و ممکن است برای برآوردن انتظارات نقش برای کارشان مشکلاتی داشته باشند (گرین‌هاوس و بیوتل<sup>۶</sup>، ۱۹۸۵). در نتیجه احتمال بیشتری دارد که هنگام تعامل با مشتری تمایل داشته باشند که با بی‌صبری رفتار کنند و رفتار منفی نشان دهند. به‌خصوص در مقابل مشتریانی که با بی‌احترامی برخورد می‌کنند یا رفتار تهاجمی دارند، نمی‌توانند رفتار خود را تنظیم کنند. این امر احتمال درگیر شدن با رفتار تخریب خدمات را افزایش می‌دهد (لو و باو، ۲۰۱۳؛ به نقل از دای و همکاران<sup>۷</sup>، ۲۰۱۴). در مطالعه دای و همکاران (۲۰۱۴)، نقش میانجی فرسودگی عاطفی در رابطه بین تداخل کار با خانواده و تخریب خدمات تأیید شده است. لی و اوکی (۲۰۱۴)، بر این باورند که فرسودگی شغلی می‌تواند بین ناهمسانی هیجانی و تخریب خدمات نقش میانجی داشته باشد. فرضیه‌های تأثیر فرسودگی عاطفی بر تخریب خدمات و میانجی‌گری فرسودگی عاطفی در رابطه بین ناهمسانی هیجانی و تخریب خدمات در میان کارکنان بانک، در مطالعه حسینی و باقری (۲۰۱۵) نیز معنادار بوده است. همچنین لو و باو (۲۰۱۳)، تأثیر فرسودگی عاطفی کارکنان مرکز تماس را بر تخریب خدمات تأیید کرده‌اند که یکی از ابعاد آن رفتارهای تلافی‌جویانه است. بنابراین، می‌توان فرضیه‌های زیر را مطرح کرد:

۴. فرسودگی عاطفی بر بروز رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان علیه مشتریان تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

کنند که کارکنان به‌شیوه‌ای تلافی‌جویانه یا با ناراحتی با مشتریان برخورد نمی‌کنند (وگ و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷) و اصرار دارند که کارکنان در هنگام رویارویی‌های دشوار با مشتریان، احساسات جعلی از خود بروز دهند. حتی در مواقعی که عصبانیت کارکنان تحریک شده باشد یا از کوره در رفته باشند، باز هم باید با لبخند و با تن صدای دل‌نشین به مشتری پاسخ بدهند. این‌گونه رفتارهای مورد نیاز کار موجب ناهمسانی هیجانی می‌شود (وگ و همکاران، ۲۰۰۷؛ به‌نقل از مادوپالی و پودار، ۲۰۱۴). مادوپالی و پودار (۲۰۱۴)، تأثیر رفتارهای توهین‌آمیز و درخواست‌های نامعقول مشتریان که از ابعاد بدررفتاری مشتریان است را بر ناهمسانی هیجانی کارکنان تأیید کرده‌اند. بنابراین فرضیه زیر قابل طرح است:

۱. بدررفتاری مشتریان بر ایجاد ناهمسانی هیجانی در کارکنان تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

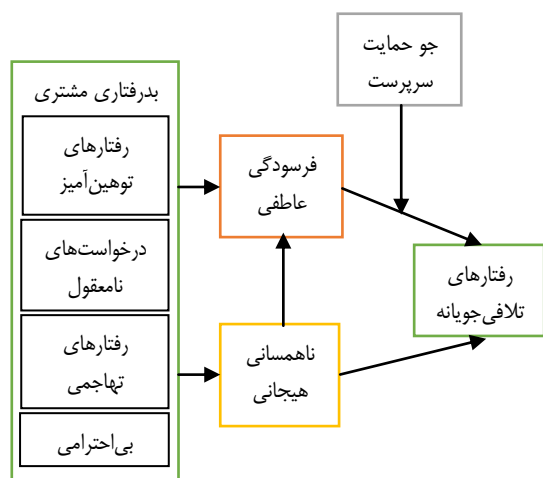
لی و اوکی (۲۰۱۴)، در مطالعه خود در میان کارکنان صنعت هتل‌داری تأثیر ناهمسانی هیجانی بر تخریب خدمات را تأیید کرده‌اند. تأثیر مثبت و معنادار ناهمسانی هیجانی بر تخریب خدمات در مطالعه حسینی و باقری (۲۰۱۵) در میان کارکنان بانک نیز تأیید شده است و همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد، از نظر هریس و اوگبونا<sup>۲</sup> (۲۰۰۹)، رفتارهای تلافی‌جویانه یکی از ابعاد تخریب خدمات است، بنابراین فرضیه زیر را می‌توان برای آزمون مطرح کرد:

۲. ناهمسانی هیجانی کارکنان بر بروز رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان علیه مشتریان تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

**فرسودگی عاطفی:** فرسودگی عاطفی شاخص‌ترین نماینده فرسودگی شغلی است که به‌عنوان فقدان انرژی و احساس تحلیل منابع عاطفی مشخص می‌شود (مسلش و شافیلی و لایتر<sup>۳</sup>، ۲۰۰۱). «فرسودگی عاطفی معمولاً با سرخوردگی و تنش همراه می‌شود و افراد را از لحاظ روانی در تمرکز بر روی کار ناتوان می‌کند» (لو و باو<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳، ۳). به‌طور کلی محیط خدمت‌رسانی مستقیم به مشتری منجر به سطوح بالاتری از فرسودگی عاطفی می‌شود. برخوردهای مکرر با مشتریانی که رفتارهای تهاجمی یا توهین‌آمیز دارند، به میزان قابل‌توجهی در ایجاد فرسودگی عاطفی در کارکنان مؤثر است (دالی‌مور و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۰۷). پودار و

1. Wegge & et al.
2. Harris & Ogbonna
3. Maslach, Schaufeli & Leiter
4. Luo & Bao
5. Dallimore & et al.

6. Greenhaus & Beutell  
7. Dai & et al.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش

### روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف، کاربردی و از حیث روش، پیمایشی - تحلیلی و مبتنی بر تحلیل ماتریس کوواریانس با استفاده از الگوی مدلیابی معادلات ساختاری (SEM)<sup>۴</sup> است. این پژوهش در قلمرو زمانی شش ماهه اول سال ۱۳۹۵ و قلمرو مکانی شعب بانک ملت مشهد، به صورت میدانی و با استفاده از ابزار پرسشنامه انجام شده و جامعه آماری آن کارکنان شعب بانک ملت مشهد است. به دلیل دسترسی به فهرست اسامی پرسنل شعب و مشخص بودن حجم نمونه از روش نمونه گیری تصادفی استفاده شده است.

پرسشنامه تحقیق در ۳۷ سؤال طراحی شده و برای سنجش متغیرها از سنجش های پژوهش های پیشین استفاده شده است. سنجش ها به منظور استفاده در زمینه سازمانی ایرانی با روش ترجمه - بازگشت - ترجمه، بومی سازی شده است. به منظور سازگار کردن پرسشنامه ها با شرایط بانک های ایرانی، از دیدگاه های مدیران بانکی استفاده شده و روایی صوری و محتوایی پرسش نامه نهایی از طریق بررسی دیدگاه های صاحب نظران مدیریت، تأیید شده است. در این پرسشنامه ناهمسانی هیجانی و فرسودگی عاطفی و رفتارهای تلافی جویانه کارکنان خدمات هرکدام با استفاده از پنج گویه برگرفته از تحقیق مادوپالی و پودار (۲۰۱۴)، سنجیده شده و است. جوحامیت سرپرست با استفاده از چهار گویه برگرفته از تحقیق وانگ و همکاران (۲۰۱۱) ارزیابی شده که این محققان خود برای سنجش این متغیر از تحقیق بکرک و بمبرگر (۲۰۰۷) استفاده کرده اند.

۵. ناهمسانی هیجانی بر ایجاد فرسودگی عاطفی در کارکنان تأثیر مثبت و معنی داری دارد.

**جوحامیت سرپرست:** جوحامیت سرپرست به عنوان یک منبع زمینه ای اجتماعی کلیدی برای کارکنان در محل کار است (بکرک و بمبرگر<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷؛ بکرک و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸). جوحامیت سرپرست به در دسترس بودن عمومی منابع مادی، انرژی و اجتماعی برای اعضای واحدهای کاری که به وسیله سرپرستان تأمین می شود، اشاره دارد (به نقل از وانگ و همکاران، ۲۰۱۱، ۷).

ریچارد و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۶)، در مطالعه ای نقش تعدیل گر همدلی و حمایت سرپرست را در رابطه بین بی عدالتی مشتری و سرپیچی کارکنان از قوانینی که در خصوص ابراز احساسات کارکنان در برابر مشتریان وجود دارد، از طریق کاهش خشم کارکنان بررسی کرده اند. نتایج این مطالعه نشان داده است که همدلی (نه حمایت) سرپرست، در رابطه بین بی عدالتی مشتری و خشم کارمند نقش حائل و سپر ایفا می کند و کاهش خشم کارمند به نوبه خود با کاهش انحراف کارکنان از قوانین ابراز احساسات به مشتری در رابطه است.

با حمایت بیشتر سرپرست امکان کاهش سرعت و میزان از دست دادن منابع در اثر بدرفتاری مشتری وجود دارد. به این ترتیب، جوحامیت سرپرست ممکن است یک فاکتور مهم باشد که پرکردن مجدد منابع تخلیه شده اعضای واحد را تسهیل کند. بنابراین، انتظار می رود که جوحامیت سرپرست در سطح واحد از منابع اعضای واحد در رویارویی با بدرفتاری های مشتری محافظت کند و در نتیجه به آنها جهت حفظ تنظیم بهتر برای مهار خرابکاری علیه مشتریان کمک کند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۱). از این رو، فرضیه زیر مطرح می شود:

۶ جوحامیت سرپرست در رابطه بین فرسودگی عاطفی و رفتارهای تلافی جویانه کارکنان خدمات نقش تعدیل گر دارد.

با توجه به موارد فوق، مدل مفهومی تحقیق به صورت شکل ۱ مطرح شده است.

1. Bacharach & Bamberger  
2. Bacharach & et al.  
3. Richard & et al.

4. Structural Equation Modeling - SEM

کارکنان خدمات و جوحماییت سرپرست، همچنین چهار بعد برای متغیر بدررفتاری مشتری استفاده شده، با استفاده از قاعده حداقل ده برابر تعداد گویه‌ها و ابعاد، حجم نمونه ۲۳۰ برآورد شد. چراکه قاعده نونالی برای برآورد حجم نمونه پیشنهاد می‌کند که در برآورد SEM، «یک قاعده خوب این است که حداقل ده برابر تعداد متغیرها، نمونه/آزمودنی وجود داشته باشد» (به نقل از آذر، غلامزاده و قنواتی، ۱۳۹۱، ۵۱). که البته منظور از تعداد متغیرها، متغیرهای مشاهده شده است و در صورت داشتن بعد برای برخی از متغیرهای پنهان، تعداد ابعاد در محاسبه حجم نمونه استفاده می‌شود. با توجه به پیش‌بینی عدم بازگشت تعدادی از پرسشنامه‌ها، ۳۰۰ پرسشنامه به صورت تصادفی بین پرسنل شعب توزیع و از این تعداد، ۲۳۵ پرسشنامه برگشت داده شد که در فرایند تجزیه و تحلیل استفاده شد.

به‌منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها روش‌های مختلف تحلیل آماری، نظیر تحلیل همبستگی پیرسون برای محاسبه ضرایب همبستگی مرتبه صفر، مدل‌یابی معادلات ساختاری برای بررسی برازش الگوی معادله ساختاری با داده‌های جمع‌آوری شده و آزمون تعدیل‌گری کوهن و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۳) برای بررسی نقش متغیر تعدیل‌گر، استفاده شد. تحلیل‌های موردنظر با استفاده از نرم‌افزارهای تحلیل ساختارهای گشتاوری (AMOS v.18) و بسته آماری برای علوم اجتماعی (SPSS v.19)<sup>۶</sup> صورت گرفت.

### یافته‌های پژوهش

ویژگی‌های پاسخ‌دهندگان با استفاده از متغیرهای جمعیت‌شناختی جنسیت، سن، میزان تحصیلات و سابقه خدمت و صرفاً جهت گزارش سیمای آزمودنی‌ها، بررسی شد. ۸۴/۷ درصد از پاسخ‌دهندگان مرد بودند و ۶۵ درصد از آنها بین ۴۰ تا ۵۰ سال سن داشتند. اکثریت پاسخ‌دهندگان (۵۴/۹ درصد) دارای سطح تحصیلات کارشناسی بودند. همچنین بیشترین فراوانی از لحاظ سابقه خدمت مربوط به گروه کارکنان با سابقه کار ۲۰ سال به بالا و به میزان ۳۷/۵ درصد بود.

درباره متغیر بدررفتاری مشتری، در تحقیق وانگ و همکاران (۲۰۱۱)، از هجده گویه جهت ارزیابی استفاده شده که در تحقیق حاضر این هجده گویه در چهار بعد دسته‌بندی شده است. با این استدلال که دورمن و سف<sup>۱</sup> (۲۰۰۴): گردنی و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۴): اسکارلیکی، ون‌جاسولد و واکر (۲۰۰۴) به‌نقل از وانگ و همکاران (۲۰۱۱)، بدررفتاری مشتری را شامل رفتار با کارکنان با بی‌احترامی، رفتار توهین‌آمیز، درخواست‌های نامعقول یا رفتار تهاجمی می‌دانند، بنابراین چهار مورد ذکر شده را می‌توان ابعاد بدررفتاری مشتری در نظر گرفت. در این دسته‌بندی گویه‌های تحقیق مادوپالی و پودار (۲۰۱۴) که به‌جای بدررفتاری مشتری از دو متغیر رفتار توهین‌آمیز و درخواست‌های نامعقول استفاده کرده‌اند، نیز مورد بهره‌برداری قرار گرفته است.

روایی سازه‌های پرسش‌نامه و ابعاد هریک از آنها با استفاده از تکنیک تحلیل عاملی تأییدی (CFA)<sup>۳</sup> در نرم‌افزار آموس<sup>۴</sup> ارزیابی شده و معناداری بار شدن هریک از این ابعاد و گویه‌های مربوطه به سازه‌های موردنظر تأیید شده است. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در جدول ۲ در بخش آزمون مدل و فرضیه‌ها آورده شده است.

تمامی سنج‌ها با استفاده از مقیاس ۵ رتبه‌ای لیکرت و در محدوده‌ای از «کاملاً موافق» تا «کاملاً مخالف» تدوین و سنجش شده است. همچنین انسجام درونی ابزارها نیز با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ارزیابی شده که در جدول ۱ در بخش آزمون مدل و فرضیه‌ها گزارش شده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود تمامی مقادیر بالای ۰/۷ می‌باشد که می‌توان نتیجه گرفت ابزار از پایایی لازم برخوردار است.

تعداد کل شعب بانک ملت در شهر مشهد در زمان انجام این پژوهش بالغ بر ۹۴ شعبه بود و در نتیجه با توجه به محدودیت زمان و منابع، امکان مراجعه به کلیه شعب وجود نداشت. با این حال شعب از نواحی و مناطق مختلف شهر انتخاب شد و توزیع پرسش‌نامه در سطح شعب به لحاظ پراکندگی منطقه جغرافیایی به صورت همگن انجام شده است. برای برآورد حجم نمونه با توجه به اینکه در این تحقیق برای سنجش متغیرها مجموعاً از نوزده گویه برای متغیرهای ناهمسانی هیجانی، فرسودگی عاطفی، رفتارهای تلافی‌جویانه

5. Cohen & et al.

6. Analysis of Moment Structures-AMOS

7. Statistical Package for Social Sciences-SPSS

1. Dormann & Zapf

2. Grandey & et al.

3. Confirmatory Factor Analysis-CFA

4. AMOS

نرمال بودن داده‌ها تحلیل همبستگی پیرسون انجام شد. در جدول ۱، میزان همبستگی هر متغیر با دیگر متغیرها و آلفای کرونباخ هر متغیر ارائه شده است.

### آزمون مدل و فرضیه‌ها

از آنجاکه، یکی از پیش شرط‌های به کارگیری رویکرد متغیرهای مکنون در الگوی مدل‌یابی معادله ساختاری وجود همبستگی میان متغیرهای پژوهش است، بدین منظور و با توجه به

جدول ۱. پایایی و همبستگی متغیرها

| متغیرها               | رفتارهای تلافی‌جویانه | جوحامیت سرپرست | بدرفتاری مشتری | ناهمسانی هیجانی | فرسودگی عاطفی |
|-----------------------|-----------------------|----------------|----------------|-----------------|---------------|
| رفتارهای تلافی‌جویانه | (۰/۷۴۵)               |                |                |                 |               |
| جوحامیت سرپرست        | *-۰/۱۹۹               | (۰/۸۹۳)        |                |                 |               |
| بدرفتاری مشتری        | *۰/۲۰۱                | *-۰/۱۷۷        | (۰/۸۶۴)        |                 |               |
| ناهمسانی هیجانی       | ۰/۱۴۳                 | -۰/۰۸۷         | **۰/۳۹۳        | (۰/۸۲۷)         |               |
| فرسودگی عاطفی         | **۰/۳۶۱               | **۰/۳۲۶        | **۰/۴۶۳        | **۰/۴۶۴         | (۰/۸۶۰)       |

( $P \leq 0.05$  \* و  $P \leq 0.01$  \*\* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ضریب آلفای کرونباخ هستند).

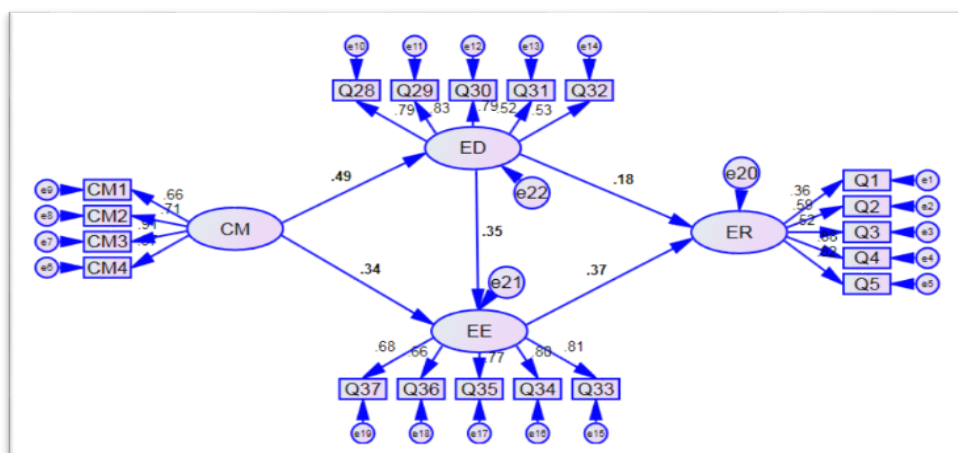
لازم است معناداری وزن رگرسیونی [بار عاملی] سازه‌های مختلف پرسش‌نامه در پیش‌بینی گویه‌های مربوطه بررسی شود تا از برازندگی مدل‌های اندازه‌گیری و قابل قبول بودن نشانگرهای آنها در اندازه‌گیری سازه‌ها اطمینان حاصل شود. این مهم، با استفاده از تکنیک تحلیل عاملی تأییدی (CFA) و نرم‌افزار آموس انجام شد. با توجه به اینکه در مدل CFA برازش‌یافته، وزن رگرسیونی تمامی متغیرها، در پیش‌بینی گویه‌های پرسش‌نامه، در سطح اطمینان ۰/۹۹، دارای تفاوت معنادار با صفر بود هیچ‌یک از گویه‌ها از فرایند تجزیه و تحلیل کنار گذاشته نشدند. مبنای معناداری گویه‌ها این است که سطح معناداری برای آنها زیر ۰/۰۵ باشد. لذا درنهایت، ۳۷ گویه از پرسش‌نامه، تجزیه و تحلیل شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی برای گویه‌های معنادار به همراه شاخص‌های برازش مدل CFA در جدول ۲، ارائه شده است. این شاخص‌ها نشان از برازش مطلوب مدل‌های اندازه‌گیری داشته و معناداری بارشدن هر متغیر مشاهده شده به متغیر مکنون مربوطه تأیید شد. شکل ۲، نشان‌دهنده مدل SEM برازش یافته است و شدت روابط بین متغیرها را روشن می‌سازد.

ضرایب این جدول نشان از آن دارد که بزرگ‌ترین ضریب همبستگی، مربوط به رابطه بین متغیرهای فرسودگی عاطفی و ناهمسانی هیجانی و به میزان ۰/۴۶۴ است. کوچک‌ترین ضریب نیز مربوط به رابطه بین ناهمسانی هیجانی و جوحامیت سرپرست و به میزان -۰/۰۸۷ است که غیرمعنادار شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، رابطه ناهمسانی هیجانی و فرسودگی عاطفی با بدرفتاری مشتری به ترتیب برابر با ۰/۳۹۳ و ۰/۴۶۳ است که هر دو مثبت و معنادار هستند.

همچنین رابطه بین این دو متغیر و رفتارهای تلافی‌جویانه به ترتیب برابر با ۰/۱۴۳ و ۰/۳۶۱ شده است که البته اولی غیرمعنادار است و رابطه بین متغیر تعدیل‌گر جوحامیت سرپرست با ناهمسانی هیجانی، فرسودگی عاطفی و بدرفتاری مشتری به ترتیب برابر با -۰/۰۸۷، -۰/۳۲۶ و -۰/۱۷۷ است که اولی غیر معنادار و سایر روابط منفی و معنادار شده‌اند.

برای آزمون نرمال بودن متغیرها، از آزمون کولموگروف اسمیرنوف استفاده گردید. مقدار لازم برای نرمال بودن داده‌ها در این آزمون بیشتر بودن سطح معناداری از ۰/۰۵ می‌باشد (مؤمنی و قیومی، ۱۳۹۰). همان‌گونه که در جدول ۱ مشخص است سطح معناداری تمامی متغیرها بیشتر از ۰/۰۵ است بنابراین، فرض نرمال بودن داده‌ها مورد تأیید است.

همچنین پیش از ارزیابی مدل ساختاری ارائه شده،



شکل ۲. الگوی معادله ساختاری [مدل ساختاری و مدل‌های اندازه‌گیری]

جدول ۲. نتایج تحلیل عاملی تأییدی (CFA) برای گویه‌های پرسش‌نامه

| نام متغیرها/<br>ابعاد                      | گویه | وزن<br>رگرسیون | سطح<br>معناداری | نتیجه   | نام متغیرها/<br>ابعاد          | گویه | وزن<br>رگرسیون | سطح<br>معناداری | نتیجه   |
|--|------|----------------|-----------------|---------|--------------------------------|------|----------------|-----------------|---------|
| رفتارهای<br>تلافی جویانه<br>کارکنان        | Q1   | ۰/۳۶۰          | ۰/۰۰۰           | معنادار | رفتارهای<br>ناهمسانی<br>هیجانی | Q28  | ۰/۷۸۹          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
|  | Q2   | ۰/۵۹۵          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                | Q29  | ۰/۸۲۴          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
|  | Q3   | ۰/۵۲۴          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                | Q30  | ۰/۷۸۸          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
|  | Q4   | ۰/۸۷۴          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                | Q31  | ۰/۵۴۲          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
|  | Q5   | ۰/۸۲۵          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                | Q32  | ۰/۵۳۵          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
| جوحمایت<br>سرپرست                          | Q6   | ۰/۸۴۴          | ۰/۰۰۰           | معنادار | فرسودگی<br>عاطفی               | Q33  | ۰/۸۰۴          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
|  | Q7   | ۰/۸۹۹          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                | Q34  | ۰/۷۹۰          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
|  | Q8   | ۰/۷۱۹          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                | Q35  | ۰/۷۷۶          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
| رفتار توهین آمیز<br>درخواست‌های<br>نامعقول | Q9   | ۰/۸۲۷          | ۰/۰۰۰           | معنادار | فرسودگی<br>عاطفی               | Q36  | ۰/۶۶۹          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
|  | Q10  | ۰/۷۳۹          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                | Q37  | ۰/۶۹۵          | ۰/۰۰۰           | معنادار |
|  | Q11  | ۰/۷۴۶          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                |      |                |                 |         |
|  | Q12  | ۰/۵۵۳          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                |      |                |                 |         |
|  | Q13  | ۰/۶۱۷          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                |      |                |                 |         |
| رفتار توهین آمیز                           | Q14  | ۰/۶۵۶          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                |      |                |                 |         |
|  | Q15  | ۰/۷۵۱          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                |      |                |                 |         |
|  | Q16  | ۰/۷۸۵          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                |      |                |                 |         |
|  | Q17  | ۰/۷۴۹          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                |      |                |                 |         |
|  | Q18  | ۰/۶۵۸          | ۰/۰۰۰           | معنادار |                                |      |                |                 |         |

$\chi^2 = 1118/643; df = 601; \chi^2/df = 1/861, CFI = 0/907; TLI = 0/981; IFI = 0/908; RMR = 0/062; GFA = 0/932, RMSEA = 0/045$

هنجار شده و نیکویی برازش<sup>۲</sup> بزرگتر از ۰/۸۰، شاخص  
برازش تطبیقی بزرگتر از ۰/۹، ریشه میانگین مربعات  
باقی مانده کوچکتر از ۰/۰۹ و ریشه میانگین مربعات خطای

براساس منابع موجود (برن<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳)، در یک الگوی معادله  
ساختاری مطلوب، لازم است کای اسکور غیرمعنادار، نسبت  
کای اسکور به درجه آزادی کمتر از ۳، شاخص‌های برازش



مشتري، ۳۵ درصد از واریانس فرسودگی عاطفی تحت تأثیر بدرفتاری مشتری و ناهمسانی هیجانی و ۱۰ درصد واریانس رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان خدمات نیز به‌وسیله دو متغیر ناهمسانی هیجانی و فرسودگی عاطفی قابل پیش‌بینی است. علاوه‌بر، این میزان اثر غیرمستقیم متغیرهای مستقل بر وابسته با فرمول زیر محاسبه می‌شود که در این فرمول اثر  $a$  اثر متغیر مستقل بر میانجی و  $b$  اثر متغیر میانجی بر وابسته است. جهت محاسبه میزان اثر غیرمستقیم بدرفتاری مشتری بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان از طریق ناهمسانی هیجانی، همان‌گونه که در شکل ۲ ملاحظه می‌گردد مقدار ضریب مسیر برای رابطه بین دو متغیر بدرفتاری مشتری و ناهمسانی هیجانی برابر با ۰/۴۹۵ و برای رابطه بین دو متغیر ناهمسانی هیجانی و رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان برابر ۰/۱۷۵ محاسبه گردید. بنابراین، میزان اثر غیرمستقیم برابر است با ۰/۰۸۶ می‌باشد. همچنین جهت محاسبه میزان اثر غیرمستقیم بدرفتاری بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان از طریق فرسودگی عاطفی، همان‌گونه که در شکل ۲ ملاحظه می‌گردد مقدار ضریب مسیر برای رابطه بین دو متغیر بدرفتاری مشتری و فرسودگی عاطفی برابر با ۰/۳۳۶ و برای رابطه بین دو متغیر فرسودگی عاطفی بر رفتارهای تلافی‌جویانه برابر ۰/۳۶۷ محاسبه گردید. بنابراین، میزان اثر غیرمستقیم فرسودگی عاطفی بر بدرفتاری مشتری برابر است با ۰/۱۲۳ می‌باشد. نتیجه آزمون فرضیه‌های ۱ تا ۵ پژوهش، به‌طور خلاصه در جدول ۳ نشان داده شده است.

برآورد کوچک‌تر از ۰/۰۸ باشد. برای الگوی معادله ساختاری برازش‌یافته، کای اسکوئر برابر با ۵۱۰/۰۴۵، نسبت کای اسکوئر به درجه آزادی برابر با ۲/۴۷، شاخص‌های برازش هنجار شده، تطبیقی و نیکویی برازش به ترتیب ۰/۹۱، ۰/۹۴ و ۰/۹۰۱، شاخص نیکویی برازش اصلاح شده برابر با ۰/۸۵، ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده ۰/۰۶۲ و ریشه میانگین مربعات خطای برآورد ۰/۰۸۳ به‌دست آمده است. کلیه شاخص‌های برازش الگوی نهایی، از نقاط برش پیش‌گفته مطلوب‌ترند که از برازش کاملاً رضایت‌بخش مدل حکایت دارد.

در مدل برازش‌یافته اثر بدرفتاری مشتری (CM) بر ناهمسانی هیجانی (ED)، بدرفتاری مشتری بر فرسودگی عاطفی (EE)، ناهمسانی هیجانی بر فرسودگی عاطفی، فرسودگی عاطفی بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان خدمات (ER) مثبت و معنادار هستند ( $p < 0/05$ ,  $t > 1/96$ ) اما اثر ناهمسانی هیجانی بر رفتارهای تلافی‌جویانه در سطح اطمینان ۹۵ درصد غیرمعنادار است.

بر این اساس فرضیه‌های اول، سوم، چهارم و پنجم تأیید و فرضیه دوم رد می‌شود. همچنین در این مدل قوی‌ترین ضریب اثر، مربوط به ضریب اثر متغیر بدرفتاری مشتری بر ناهمسانی هیجانی و به میزان  $\beta = 0/49$  است و ضعیف‌ترین ضریب نیز به ضریب اثر ناهمسانی هیجانی بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان خدمات مربوط می‌شود ( $\beta = 0/18$ ). همچنین، ضرایب مدل حاکی از آن است که حدود ۲۴ درصد از واریانس متغیر ناهمسانی هیجانی تحت تأثیر بدرفتاری

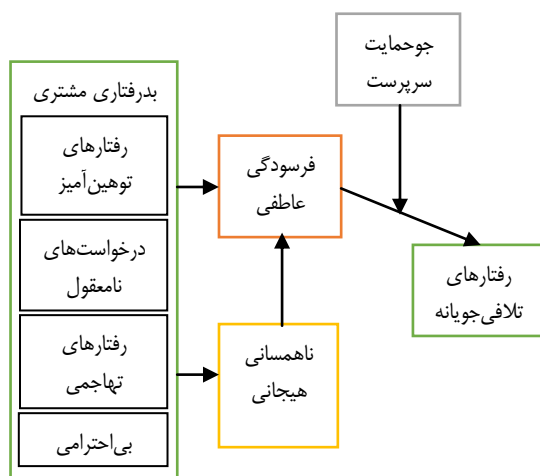
جدول ۳. خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

| نتایج روابط                             | ضریب استاندارد | عدد معناداری | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|---|----------------|--------------|--------------|-------------|
| بدرفتاری مشتری ← ناهمسانی هیجانی        | ۰/۴۹۵          | ۵/۳۰۶        | ۰/۰۰۰        | تأیید       |
| بدرفتاری مشتری ← فرسودگی عاطفی          | ۰/۳۳۶          | ۳/۴۲۷        | ۰/۰۰۰        | تأیید       |
| ناهمسانی هیجانی ← فرسودگی عاطفی         | ۰/۳۵۰          | ۳/۴۲۶        | ۰/۰۰۰        | تأیید       |
| فرسودگی عاطفی ← رفتارهای تلافی‌جویانه   | ۰/۳۶۷          | ۲/۵۶۳        | ۰/۰۱۰        | تأیید       |
| ناهمسانی هیجانی ← رفتارهای تلافی‌جویانه | ۰/۱۷۵          | ۱/۴۳۹        | ۰/۱۵۰        | رد          |

### بررسی نقش تعدیل‌گر جوحمایت سرپرست

عاملی استفاده می‌شود. انتخاب نوع آزمون بسته به مقیاس متغیرهای تحقیق دارد به‌گونه‌ای که اگر مقیاس هر سه متغیر مستقل، وابسته و تعدیل‌گر از نوع فاصله‌ای یا نسبتی (طیف لیکرت) باشد باید از آزمون تغییرات  $R^2$  استفاده شود و در صورتی که متغیر تعدیل‌گر از نوع طبقه‌ای باشد باید از آزمون چاو استفاده نمود. بنابراین با توجه به ماهیت متغیرهای

اولین گام در آزمون مدل‌های تعدیل‌گر شناسایی وجود یا عدم وجود متغیر تعدیل‌گر است. برای پاسخ به وجود یا عدم وجود متغیر تعدیل‌گر حسب مقیاس متغیرهای مستقل، تعدیل‌گر و وابسته، چهار آزمون رایج شامل: آزمون معناداری تغییر  $R^2$ ، آزمون چاو، آزمون همگنی شیب‌ها و آزمون تحلیل واریانس



شکل ۳. مدل نهایی پژوهش

### بحث و بررسی

بررسی تأثیر بدرفتاری مشتریان بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان در این تحقیق هدف اصلی محسوب می‌شود. شش فرضیه در تحقیق حاضر تدوین شده و برای تجزیه و تحلیل، داده‌های جمع‌آوری شده از کارکنان شعب بانک ملت مشهد استفاده شده است.

در بررسی تأثیر متغیر بدرفتاری مشتریان بر ناهمسانی هیجانی کارکنان مشخص گردید که بدرفتاری مشتریان بر ناهمسانی هیجانی کارکنان تأثیر مثبت و معناداری دارد، بنابراین فرضیه اول تأیید شد. نتایج حاصل از بررسی این فرضیه با نتایج پژوهش‌های پیشین مطابقت دارد. از جمله محققانی که تأثیر مثبت و مستقیم بدرفتاری مشتریان بر ناهمسانی هیجانی کارکنان را تأیید کرده‌اند می‌توان از مادوپالی و پودار (۲۰۱۴) نام برد. که البته این محققان تأثیر دو بعد از بدرفتاری مشتریان که رفتارهای توهین‌آمیز و درخواست‌های نامعقول هستند را بر ناهمسانی هیجانی کارکنان بررسی و تأیید کرده‌اند، در حالی که در پژوهش حاضر تأثیر متغیر بدرفتاری مشتریان با در نظر گرفتن چهار بعد رفتارهای توهین‌آمیز، رفتارهای تهاجمی، درخواست‌های نامعقول و بی‌احترامی، بر ناهمسانی هیجانی کارکنان تأیید شده است. بنابراین در این مطالعه تأثیر ابعاد بیشتری از بدرفتاری مشتری بر ناهمسانی هیجانی کارکنان تأیید شده است. علی‌رغم اینکه انتظار می‌رفت تأثیر مستقیم، مثبت و معنی‌دار ناهمسانی هیجانی کارکنان بر رفتارهای تلافی‌جویانه تأیید شود، در این پژوهش این تأثیر معنی‌دار نبود. لی و اوکی (۲۰۱۴)، در مطالعه خود در میان کارکنان صنعت هتل‌داری تأثیر ناهمسانی هیجانی بر تخریب خدمات را تأیید کرده‌اند و تأثیر مثبت و معنادار ناهمسانی هیجانی بر تخریب خدمات در

تعدیل‌گر این مطالعه برای بررسی فرضیات مربوط به نقش تعدیل‌گر جرح‌مایت سرپرست از آزمون تغییر  $R^2$  استفاده خواهد شد. برای پاسخ به سؤال دوم از دو روش می‌توان استفاده کرد: روش زیرگروه و روش رگرسیون تعدیل‌شده، که در این مطالعه با توجه به ماهیت متغیرهای تعدیل‌گر یعنی جرح‌مایت سرپرست از روش اول استفاده شده است. در این روش نخست، متغیرهای پیش‌بین و تعدیل‌گر، استاندارد می‌شوند تا از مشکل هم‌خطی چندگانه اجتناب شود. سپس، متغیر تعاملی<sup>۱</sup> از طریق ضرب هر متغیر پیش‌بین در متغیر تعدیل‌گر، ایجاد شده و تحلیل رگرسیون چندگانه سلسله‌مراتبی اجرا می‌گردد. بدین منظور، متغیرهای پیش‌بین و تعدیل‌گر در مرحله اول و متغیر تعاملی در مرحله دوم وارد مدل رگرسیونی می‌شوند. بر این اساس در ادامه نقش تعدیل‌گر جرح‌مایت سرپرست در رابطه بین فرسودگی عاطفی و رفتارهای تلافی‌جویانه بررسی شده است.

در روش رگرسیون سلسله‌مراتبی ابتدا معناداری  $R^2$  براساس خروجی‌های روش رگرسیون سلسله‌مراتبی جهت اطمینان از وجود متغیر تعدیل‌گر انجام می‌شود که با توجه به معناداری تغییرات  $R^2$  (Change=0/041, F) می‌توان از وجود متغیر تعدیل‌گر اطمینان حاصل کرد. همچنین نتایج جدول ANOVA نشان از معناداری مدل‌های رگرسیونی دارد. بعد از اطمینان از وجود متغیر تعدیل‌گر و همچنین معناداری مدل‌های رگرسیونی، معناداری مقدار  $\beta$  برای متغیر تعاملی (جرح‌مایت سرپرست \* فرسودگی عاطفی) بررسی شد. همان‌گونه که مشاهده می‌گردد مقدار  $\beta$  استاندارد برای اثر متغیر تعاملی برابر  $-0/۲۰۸$  شده است و این مقدار در سطح اطمینان ۰/۹۵ معنادار است ( $P < 0/05$ ). بنابراین می‌توان گفت جرح‌مایت سرپرست رابطه بین فرسودگی عاطفی و رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان را تعدیل‌گری می‌کند. با توجه به منفی شدن ضریب متغیر تعاملی (جرح‌مایت سرپرست \* فرسودگی عاطفی) می‌توان گفت که هرچه قدر جرح‌مایت سرپرست افزایش یابد اثر فرسودگی عاطفی بر رفتارهای تلافی‌جویانه کاهش می‌یابد. مدل نهایی پژوهش حاصل از آزمون فرضیه‌ها در شکل ۳ نمایش داده شده است.

1. Interaction term

(۲۰۱۰)، بر این باورند که با افزایش مواجهه کارکنان با مشتریان مشکل آفرین و با افزایش تعاملات مسئله ساز با مشتریان، کارکنان بخش خدمات مشتریان در مراکز تماس، تمایل به نمایش سطوح بالاتری از فرسودگی عاطفی دارند (به نقل از مادوپالی و پودار، ۲۰۱۴). بنابراین تأیید فرضیه تأثیر بدرفتاری مشتری بر فرسودگی عاطفی در جامعه آماری مطالعه حاضر با نظرات تمامی این محققان همراستا است و نظرات و نتایج تحقیقات آنها را تقویت می کند.

فرضیه تأثیر فرسودگی عاطفی بر رفتارهای تلافی جویانه کارکنان نیز در این مطالعه تأیید شده است. (گرین هاوس و بیوتل<sup>۳</sup> (۱۹۸۵) بر این باورند که کارکنان فرسوده از لحاظ عاطفی فاقد منابع مورد نیاز برای ادامه کار هستند. در نتیجه این کارکنان تمایل بیشتری به رفتار بی صبرانه و منفی در تعامل با مشتریان به خصوص در مواجهه با بدرفتاری های مشتریان (به عنوان مثال: بی احترامی و پرخاشگری) دارند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۱، به نقل از دای و همکاران، ۲۰۱۴، ۶). مادوپالی و پودار (۲۰۱۴)، تأثیر فرسودگی عاطفی بر رفتارهای تلافی جویانه کارکنان را از طریق ایجاد واکنش های منفی احساسی در آنها تأیید کرده اند. در مطالعه لو و باو (۲۰۱۳)، نیز تأثیر فرسودگی عاطفی کارکنان مرکز تماس بر تخریب خدمات تأیید شده است. همچنین دای و همکاران (۲۰۱۴) تأثیر فرسودگی عاطفی بر تخریب خدمات را تأیید کرده اند. فرضیه تأثیر فرسودگی عاطفی بر تخریب خدمات در میان کارکنان بانک، در مطالعه حسینی و باقری (۲۰۱۵) نیز معنادار بوده است. با توجه به اینکه رفتارهای تلافی جویانه کارکنان یکی از ابعاد تخریب خدمات است، تأیید فرضیه تأثیر فرسودگی عاطفی بر رفتارهای تلافی جویانه کارکنان در مطالعه حاضر، با نتایج مطالعات ذکر شده همراستا است و علاوه بر این نشان دهنده این امر است که فرسودگی عاطفی بر بعد رفتارهای تلافی جویانه از ابعاد تخریب خدمات مؤثر است.

تأثیر ناهمسانی هیجانی بر فرسودگی عاطفی نیز از فرضیاتی بود که در پژوهش حاضر تأیید شد. لی و اوکی (۲۰۱۴) تأثیر ناهمسانی هیجانی بر فرسودگی شغلی را تأیید کرده اند و همان طور که قبلاً ذکر شد فرسودگی عاطفی از ابعاد فرسودگی شغلی است. مادوپالی و پودار (۲۰۱۴) تأثیر ناهمسانی هیجانی بر فرسودگی عاطفی را تأیید کرده اند.

مطالعه حسینی و باقری (۲۰۱۵) در میان کارکنان بانک نیز تأیید شده است. مادوپالی و پودار (۲۰۱۴) نیز تأثیر ناهمسانی هیجانی بر رفتارهای تلافی جویانه کارکنان را از طریق ایجاد واکنش های منفی احساسی در کارکنان تأیید کرده اند. <sup>۱</sup> (۲۰۱۵)، نیز نقش میانجی ناهمسانی هیجانی در رابطه میان پرخاشگری کلامی مشتری و انگیزه انتقام را تأیید کرده است. در اکثر این مطالعات تأثیر ناهمسانی هیجانی کارکنان بر رفتارهای تلافی جویانه به صورت مستقیم بررسی نشده بلکه تأثیر این متغیر بر تخریب خدمات آزمون و تأیید شده است و یا اینکه تأثیر ناهمسانی هیجانی به صورت غیرمستقیم و از طریق ایجاد واکنش های منفی احساسی در کارکنان تأیید شده است. استدلال مطالعه حاضر برای طرح فرضیه تأثیر ناهمسانی هیجانی کارکنان بر رفتارهای تلافی جویانه این بوده که از نظر هریس و اوگونو (۲۰۰۹)، رفتارهای تلافی جویانه یکی از ابعاد تخریب خدمات است. احتمال دارد که ناهمسانی هیجانی کارکنان بر برخی دیگر از ابعاد تخریب خدمات به صورت مستقیم تأثیرگذار باشد که تأیید این امر نیاز به تحقیقات بیشتری دارد. البته تأثیر غیرمستقیم ناهمسانی هیجانی کارکنان بر رفتارهای تلافی جویانه از طریق فرسودگی عاطفی در این مطالعه تأیید شده است.

تأثیر بدرفتاری مشتریان بر فرسودگی عاطفی کارکنان در این مطالعه تأیید شد. کارکنان شعب بانک ملت در محیطی مشغول به کار هستند که در معرض برخورد مستقیم با مشتریان قرار دارند. برخی از محققان از جمله دالی مور و همکاران (۲۰۰۷) معتقدند که به طور کلی محیط خدمت رسانی مستقیم به مشتری منجر به سطوح بالاتری از فرسودگی عاطفی می شود. برخوردهای مکرر با مشتریانی که رفتارهای تهاجمی یا توهین آمیز دارند، به میزان قابل توجهی در ایجاد فرسودگی عاطفی در کارکنان مؤثر است. وانگ و همکاران (۲۰۱۱) نیز بر این باورند که بدرفتاری مشتری ممکن است تقاضاهای اضافی برای استفاده از منابع کارکنان ایجاد کند و از بازیابی منابع کارکنان از طریق تعاملات کارآمد و دلپذیر با مشتری جلوگیری کند. گوسنسکی و لیونی<sup>۲</sup> (۲۰۱۶)، تأثیر بدرفتاری بیماران بر فرسودگی شغلی پرستاران را تأیید کرده اند. از سویی مسلش و شافیلی و لایتر (۲۰۰۱)، فرسودگی عاطفی را شاخص ترین نماینده فرسودگی شغلی می دانند. همچنین پودار و مادوپالی (۲۰۱۲) و ون جاسولد و همکاران

1. Yeh  
2. Goussinsky & Livene

3. Greenhaus & Beutell

بدررفتاری مشتریان بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان از طریق ایجاد ناهمسانی هیجانی و فرسودگی عاطفی در آنها و روشن شدن این امر که جوحامیت سرپرست تا چه اندازه می‌تواند این تأثیرات را تعدیل کند، به مدیران ارشد بانک ملت این امکان را می‌دهد که استراتژی‌های مناسب و اثربخش را برای حمایت از کارکنان در برابر بدررفتاری مشتریان و جلوگیری از بروز رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان علیه مشتریان که هم موجب آسیب رسیدن به خود کارکنان که سرمایه‌های انسانی سازمان هستند، می‌شود و هم منجر به از دست رفتن رضایت و وفاداری مشتریان می‌شود و به رشد و سودآوری سازمان و منافع سهام‌داران نیز لطمه می‌زند، پیاده‌سازی کنند. با توجه به نقش مهم سرمایه‌های انسانی سازمان در سودآوری، رشد، بقا و کاهش هزینه‌های سازمان‌های خدماتی از جمله بانک‌ها، در شرایط رقابتی کنونی تدوین استراتژی‌های مناسب در راستای حفظ سرمایه‌های انسانی و گسترش وفاداری و تعهد سازمانی آنها بر حفظ جایگاه رقابتی سازمان تأثیر مثبت دارد.

### پیشنهادها

با توجه به اینکه در این پژوهش متغیرهای وارد شده به مدل، واریانس متغیر نهایی را به‌طور کامل پوشش نداده‌اند، پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی تأثیر متغیرهای بیشتری بر رفتارهای تلافی‌جویانه کارکنان آزمون شود.

فرضیه تأثیر ناهمسانی هیجانی بر فرسودگی عاطفی در میان کارکنان بانک ملت، در مطالعه حسینی و باقری (۲۰۱۵) نیز تأیید شده است. بنابراین نتایج مطالعه حاضر نتایج تحقیقات ذکر شده را استحکام بیشتری می‌بخشد.

در این پژوهش نقش تعدیل‌گر جوحامیت سرپرست در رابطه میان فرسودگی عاطفی و رفتارهای تلافی‌جویانه تأیید شد. توزون و همکاران (۲۰۱۶) دریافته‌اند که کارکنانی که سطوح بالاتری از حمایت سرپرست را درک می‌کنند، احتمال خیلی کمی دارد که در رفتارهای انحرافی بین فردی درگیر شوند. گوسنسکی و لیونی (۲۰۱۶) بر این باورند که حمایت سرپرست می‌تواند به پرستاران در برابر کاهش منابع عاطفی کمک کند و از فرسودگی عاطفی آنان جلوگیری کند. وانگ و همکاران (۲۰۱۱) نیز تعدیل‌گری جوحامیت سرپرست در رابطه میان متغیرهای فرسودگی عاطفی و رفتارهای تلافی‌جویانه را دریافته بودند و معتقد بودند که جوحامیت سرپرست در سطح واحد از منابع اعضای واحد در رویارویی با بدررفتاری‌های مشتری محافظت می‌کند و در نتیجه به آنها جهت حفظ تنظیم بهتر برای مهار خرابکاری علیه مشتریان کمک می‌کند. بنابراین پژوهش حاضر نتیجه مطالعات این پژوهشگران را تقویت می‌کند.

### بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش می‌تواند به شیوه‌های گوناگون به ادبیات موضوع مرتبط کمک کند. این تحقیق با شناسایی فرایندهای

### منابع

- آذر، عادل؛ غلامزاده، رسول و قنواتی، مهدی (۱۳۹۱).  
مدل‌سازی مسیری ساختاری در مدیریت، کاربرد نرم‌افزار SmartPLS. تهران: انتشارات نگاه دانش.
- شیری، بهزاد (۱۳۸۸). «ارزیابی نقش بانک‌های خصوصی در
- Byrne, B. M. (2013). "Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming: Routledge.
- Chi, N. W., Tsai, W. C. & Tseng, S. M. (2013). "Customer negative events and employee service sabotage: The roles of employee hostility, personality and group affective tone". *Work & Stress*, 27(3), 298-319.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. & Aiken, L. S. (2013). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*: Routledge.
- Dai, W., Chen, X., Arnulf, J. K. & Dai, M. (2014). "Consequences of family interference with work: The roles of emotional exhaustion, service sabotage, and negative affectivity". *Social Behavior and Personality: an international journal*, 42(10), 1613-1627.
- Dallimore, K. S., Sparks, B. A. & Butcher, K. (2007). "The influence of angry customer outbursts on service providers' facial displays and affective states". *Journal of Service Research*, 10(1), 78-92.
- Goussinsky, R., & Livne, Y. (2016). "Coping with interpersonal mistreatment: the role of

- emotion regulation strategies and supervisor support". *Journal of Nursing Management*, 24(8), 1109-1118.
- Harris, L. C. & Ogbonna, E. (2009). "Service sabotage: The dark side of service dynamics". *Business Horizons*, 52(4), 325-335.
- Hosseini, M. H. & Bagheri, S. (2015). "Front line employee's service sabotage in bank branches". *International journal of economic research*.12(4), 1575-1590.
- Kumar Madupalli, R. & Poddar, A. (2014). "Problematic customers and customer service employee retaliation". *Journal of Services Marketing*, 28(3), 244-255.
- Lee, J. J. & Ok, C. M. (2014). "Understanding hotel employees' service sabotage: Emotional labor perspective based on conservation of resources theory". *International Journal of Hospitality Management*, 36, 176-187.
- Luo, P., & Bao, Z. (2013). "Affectivity, emotional exhaustion, and service sabotage behavior: The mediation role of rumination". *Social Behavior and Personality: an international journal*, 41(4), 651-661.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B. & Leiter, M. P. (2001). "Job burnout". *Annual review of psychology*, 52(1), 397-422.
- Poddar, A. & Madupalli, R. (2012). "Problematic customers and turnover intentions of customer service employees". *Journal of Services Marketing*, 26(7), 551-559.
- Rafaeli, A. & Sutton, R. I. (1987). "Expression of emotion as part of the work role". *Academy of Management Review*, 12(1), 23-37.
- Richard, E. M. Bupp, C. P. & Alzaidalsharief, R. G. (2016). "Supervisor empathy moderates the negative effects of customer injustice". *Emotions and Organizational Governance (Research on Emotion in Organizations, Volume 12) Emerald Group Publishing Limited*, 12, 117-140.
- Shao, R., & Skarlicki, D. P. (2014). "Service employees' reactions to mistreatment by customers: A comparison between North America and East Asia". *Personnel psychology*, 67(1), 23-59.
- Skarlicki, D. P., Van Jaarsveld, D. D. & Walker, D. D. (2008). "Getting even for customer mistreatment: the role of moral identity in the relationship between customer interpersonal injustice and employee sabotage". *Journal of Applied Psychology*, 93(6), 1335-1347.
- Torres, E. N., van Niekerk, M. & Orłowski, M. (2016). "Customer and Employee Incivility and Its Causal Effects in the Hospitality Industry". *Journal of Hospitality Marketing & Management* (just-accepted).
- Tuzun, I. K., Çetin, F. & Basım, H. N. (2016). "Deviant employee behavior in the eyes of colleagues: the role of organizational support and self-efficacy". *Eurasian Business Review*, 1-17.
- van Jaarsveld, D. D., Walker, D. D. & Skarlicki, D. P. (2010). "The role of job demands and emotional exhaustion in the relationship between customer and employee incivility". *Journal of Management*.
- Wang, C. Y. (2010). "Service quality, perceived value, corporate image, and customer loyalty in the context of varying levels of switching costs". *Psychology & Marketing*, 27(3), 252-262.
- Wang, M., Liao, H., Zhan, Y. & Shi, J. (2011). "Daily customer mistreatment and employee sabotage against customers: Examining emotion and resource perspectives". *Academy of Management Journal*, 54(2), 312-334.
- Wegge, J., Vogt, J. & Wecking, C. (2007). "Customer-induced stress in call centre work: A comparison of audio-and videoconference". *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 80(4), 693-712.
- Woodruff, R. B. (1997). "Customer value: the next source for competitive advantage". *Journal of the Academy of Marketing Science*, 25(2), 139-153.
- Yeh, C.-W. (2015). "Linking customer verbal aggression and service sabotage". *Journal of Service Theory and Practice*, 25(6), 877-896.