

幼儿教师工作满意度、组织承诺与离职倾向的 MASEM 分析

宁艾伦 韩雨溪

成都文理学院

DOI:10.32629/eces.v7i4.18061

[摘要] 在中国学前教育质量广受关注的背景下,幼儿教师高离职率日益成为影响师资队伍稳定的重要因素。本文采用元分析结构方程模型(MASEM)方法,整合16项中文实证研究,探讨工作满意度、组织承诺与离职倾向三者之间的关系。研究结果显示:工作满意度与组织承诺之间存在显著正相关($r=0.466$),与离职倾向存在显著负相关($r=-0.459$);组织承诺与离职倾向之间亦为显著负相关($r=-0.572$),且中介分析证实组织承诺在其中发挥部分中介作用(间接效应 $=-0.31$,95%CI $[-0.35,-0.28]$)。推动学前教育队伍的可持续稳定发展,应在多层面协同发力,通过改善教师工作条件与激励机制、强化园所支持与情感联结、完善政策与制度保障体系,系统提升教师的职业认同与留任意愿。

[关键词] 工作满意度; 离职倾向; 组织承诺; 元结构方程; 中介检验

中图分类号: R115 文献标识码: A

A MASEM Study of Preschool Teachers' Job Satisfaction, Organizational Commitment, and Turnover Intention

Ailun Ning Yuxi Han

Chengdu College of Arts and Sciences

[Abstract] Against the backdrop of growing attention to the quality of early childhood education in China, the high turnover rate of preschool teachers has become a key factor affecting the stability of the teaching workforce. Using the meta-analytic structural equation modeling (MASEM) approach, this study integrates 16 empirical studies in Chinese to explore the relationships among job satisfaction, organizational commitment, and turnover intention. The results reveal that job satisfaction is positively correlated with organizational commitment ($r = 0.466$) and negatively correlated with turnover intention ($r=-0.459$). Organizational commitment also shows a significant negative correlation with turnover intention ($r=-0.572$). Mediation analysis further confirms that organizational commitment partially mediates the relationship between job satisfaction and turnover intention (indirect effect $=-0.31$, 95% CI $[-0.35,-0.28]$). To promote the sustainable and stable development of the preschool teaching workforce, coordinated efforts at multiple levels are needed to improve teachers' working conditions and incentive mechanisms, strengthen institutional support and emotional bonding, and enhance policy and system safeguards, thereby fostering teachers' professional identity and retention willingness.

[Key words] Job satisfaction; Turnover intention; Organizational commitment; Meta-analytic structural equation modeling (MASEM); Mediation analysis

引言

学前教育教师队伍的稳定性,是保障学前教育质量的关键支撑之一。高素质、低流动率的教师群体不仅有利于儿童获得连续性照护与教育,还直接关系到学前教育政策目标的实现。然而,近年来我国幼儿园教师离职率居高不下,部分地区出现“招得来、留不住”的现象。已有研究显示,教师频繁离职可能导致教育质量下降、组织成本上升、幼儿适应问题加剧等一系列负

面连锁反应(Ingersoll, 2001)^[1]。

“工作满意度”“组织承诺”与“离职倾向”作为教师流动研究中的三大核心变量,近年来有关三者作用机制的讨论愈发广泛。其中工作满意度指个体对其工作经历的主观感受,通常受薪酬待遇、管理保障、人际关系等多维度影响(武向荣, 2022)^[2];组织承诺是指员工对其所在组织的情感依附、价值认同与留任意愿。在中国文化背景下,它包括情感承诺、理想承诺、规范承诺、

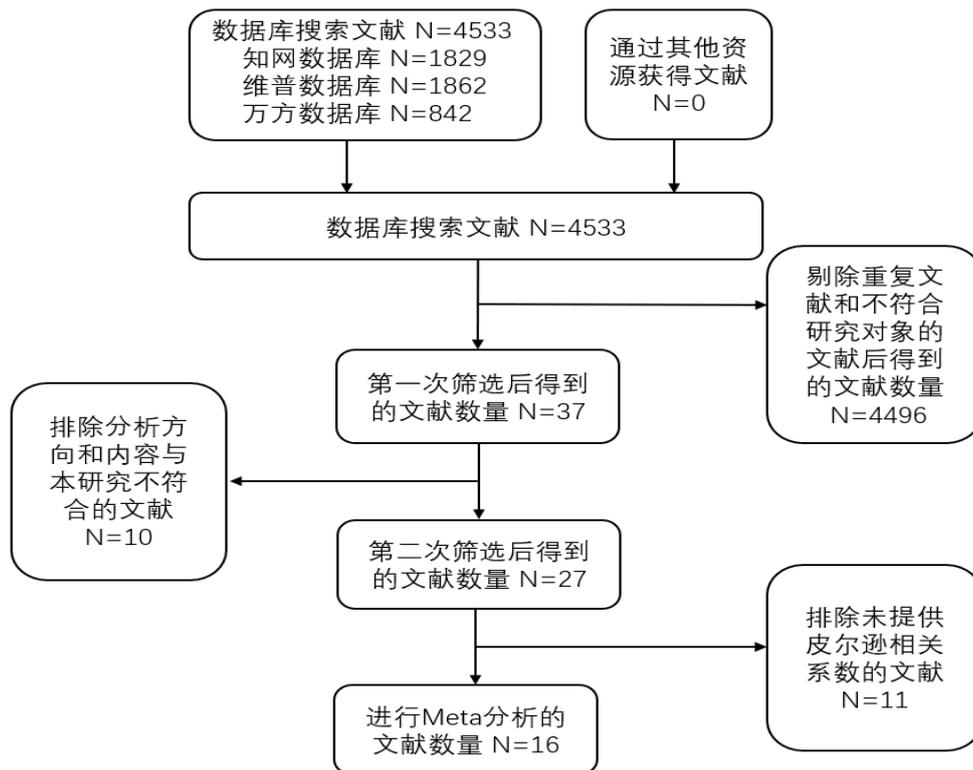


图1 文献筛选流程图

经济承诺和机会承诺五个维度。这一多维结构反映了员工在情感、道义及现实层面对组织的依附程度,是维系个体长期留任的重要心理机制(张治灿等,2001)^[3]。离职倾向作为一种行为前兆,常被用于预测实际流动行为的发生概率(Mobley,1977)^[4]。

虽然已有大量实证研究分别探讨了工作满意度、组织承诺与离职倾向之间的关系,但目前对于三者之间的关系强度、作用顺序以及中介机制仍缺乏明确、系统的一致性结论。一些研究发现,幼儿教师的工作满意度与组织承诺之间相关系数很高,如在罗娟娟(2022)的研究中,工作满意度与组织承诺的相关性达到0.65以上^[5],但卢长娥、张爱群(2012)的研究则显示两者相关性却尚未达到0.3^[6];关于工作满意度和离职倾向关系的研究中,龚晓钰(2023)认为两者相关度偏高^[7],而仲云香、赵李华和周炎根(2024)则认为两者虽有相关性,但相关性较弱^[8];此外,在中介效果方面,有研究指出组织承诺在其中发挥关键中介作用(Zaenuri等,2025)^[9];然而,也有部分研究得出相反结果,即组织承诺对离职倾向的中介作用不显著,例如Malik和Ambarwati(2022)的研究发现,虽然工作满意度与组织承诺、留任意向均存在显著关系,但组织承诺在其中的中介路径并不显著^[10]。

综上所述,尽管“工作满意度—组织承诺—离职倾向”三者之间的关联路径已被大量文献初步揭示,但由于现有研究在样本特征、测量工具与统计方法等方面存在明显异质性,致使研究结论存在显著分歧,尚难形成统一认识。因此,为系统评估三者

的关系强度及作用机制,本研究通过元结构方程模型(MASEM)方法,借助CMA 3.3软件,对近年来国内关于幼儿教师工作满意度、组织承诺与离职倾向三个变量,共16篇实证研究成果进行整合分析,其中不同变量之间相关关系的总样本量达8038人。研究旨在深入探讨三变量之间的核心结构路径,为优化我国幼儿教师队伍的稳定性政策提供更具实证基础的理论支撑,也为相关部门制定差异化激励机制与教师流动干预策略提供决策依据。

1 数据来源与筛选标准

鉴于本研究主要关注中国大陆地区学前教育教师,因此文献收集范围限定为中文数据库中公开发表的关于幼儿教师工作满意度、组织承诺与离职倾向的实证研究。研究在中国知网(CNKI)、万方数据、维普网三大主流中文学术数据库中进行系统检索,检索关键词组合包括:“工作满意度+离职倾向”“工作满意度+组织承诺”“组织承诺+离职倾向”以及“工作满意度+组织承诺+离职倾向”。检索年限设定为2010年1月1日~2024年12月31日,初步检索共获取文献4533篇。

为确保避免主观偏差,文献筛选过程由两位研究人员独立完成。文献纳入标准为研究内容须至少涉及三大核心变量中的任意两个,且文献至少包含一对变量之间的皮尔逊相关系数。文献排除标准包括:重复发表、非实证研究、无可提取数据、综述或评论性文章等。为提高透明度,本文按PRISMA标准整理了文献筛选流程图,清晰呈现从初检到最终入选各阶段的文献数量变化。见图1。

表1 纳入meta分析的文献

| 作者/时间 | 变量 | 样本数 | 相关系数 | 类型 |
|-------------------|----------|-----|--------|------|
| 张树伟 2015 | JS to OC | 350 | 0.577 | 毕业论文 |
| 罗娟娟 2022 | JS to OC | 432 | 0.662 | 毕业论文 |
| 卢长娥, 张爱群 2012 | JS to OC | 276 | 0.238 | 期刊 |
| 陆春明, 吴恒, 黄明明 2020 | JS to OC | 386 | 0.39 | 期刊 |
| 卢长娥, 张丽, 王黎 2022 | JS to OC | 486 | 0.388 | 期刊 |
| 张树伟 2015 | JS to TI | 350 | -0.589 | 期刊 |
| 苏婧, 田彭彭, 徐露 2021 | JS to TI | 269 | -0.498 | 期刊 |
| 龚晓钰 2023 | JS to TI | 204 | -0.67 | 毕业论文 |
| 仲云香, 赵李华 2024 | JS to TI | 435 | -0.293 | 期刊 |
| 赵铭锡 2014 | JS to TI | 238 | -0.462 | 期刊 |
| 胡志红 2012 | JS to TI | 316 | -0.43 | 毕业论文 |
| 卢长娥, 张丽, 王黎 2022 | JS to TI | 486 | -0.209 | 期刊 |
| 郭丽, 蔡文伯 2022 | JS to TI | 120 | -0.392 | 期刊 |
| 张树伟, 赵满竹 2015 | JS to TI | 350 | -0.589 | 期刊 |
| 王健 2020 | JS to TI | 335 | -0.419 | 毕业论文 |
| 曾练平, 金青青 2021 | JS to TI | 413 | -0.45 | 期刊 |
| 陆春明, 吴恒, 黄明明 2020 | JS to TI | 386 | -0.42 | 期刊 |
| 林倩琪 2020 | OC to TI | 119 | -0.59 | 毕业论文 |
| 卢长娥, 张爱群 2012 | OC to TI | 276 | -0.563 | 期刊 |
| 张树伟 2015 | OC to TI | 350 | -0.425 | 毕业论文 |
| 田辉 2014 | OC to TI | 254 | -0.682 | 期刊 |
| 王健 2020 | OC to TI | 355 | -0.709 | 毕业论文 |
| 陆春明, 吴恒, 黄明明 2020 | OC to TI | 386 | -0.57 | 期刊 |
| 卢长娥, 张丽, 王黎 2022 | OC to TI | 486 | -0.411 | 期刊 |

注: JS 为工作满意度 Job Satisfaction
 OC 为组织承诺 Organizational Commitment
 TI 为离职倾向 Turnover Intention

经历层层筛选, 最终剩余16篇符合条件的实证研究被纳入分析, 涵盖总样本量8038人。研究者对这16个样本进行全文精读, 仔细提取作者、年代、样本量、相关系数等核心内容, 作为后续meta分析的基本数据和素材。详见表1。

2 元分析

2.1 发表偏倚检验

发表偏倚(Publication Bias)是指在系统性综述或元分析中, 由于学术期刊倾向于发表具有统计学显著性(如 $p < 0.05$)或结果符合预期假设的研究, 导致部分研究结果(特别适用于阴性或无效结果)未能公开发表或被纳入分析的现象(Sterling, 1959)^[11]。这种选择性发表会致使已发表文献不能全面呈现真实的研究证据分布, 导致元分析结果有出现系统性高估或低估效应量的风险, 最终对结论的客观性与推广效度产生影响(康德英等, 2003)^[12]。本研究采用失安全系数(Classic fail-safe N)与漏斗图(Funnel Plot)对偏倚风险进行综合评估。失安全系数是通过计算需要纳入多少篇假设效应量为零的潜在未发表研究, 将整体元分析结果的统计显著性降至不显著水平, 从而评估研究结果的稳健性(Rosenthal, 1979)^[13]。结果显示JS to OC(工作满意度和组织承诺)的相关文献需额外纳入642篇, 远超阈值 $5K+10=35$ 篇、TI to JS(离职倾向和工作满意度)需2778篇, 远超阈值 $5K+10=70$ 篇、OC to TI(组织承诺和离职倾向)需1592篇, 远超阈值 $5K+10=45$ 篇零效应研究。其中K表示纳入元分析的原始研究数量, 失安全系数表明发表偏倚对本研究影响可忽略。见表2。

表2 Classic fail-safe N 失安全系数

| Classic fail-safe N | JS to OC | JS to TI | OC to TI |
|---|----------|----------|----------|
| Z-value | 22.279 | -29.885 | -29.615 |
| P-value | 0 | 0 | 0 |
| Alpha | 0.05 | 0.05 | 0.05 |
| Tails | 2 | 2 | 2 |
| Z for alpha | 1.96 | 1.96 | 1.96 |
| Number of observed studies | 5 | 12 | 7 |
| Number of missing studies that would bring P-value to > alpha | 642 | 2778 | 1592 |

注: JS为工作满意度Job Satisfaction
 OC为组织承诺Organizational Commitment
 TI为离职倾向Turnover Intention

为进一步补充验证, 本研究绘制了漏斗图并分析其对称性情况。从理论层面来讲, 在不存在发表偏倚的情况下, 元分析中的各研究散点应围绕合并效应值垂线呈现出漏斗状的对称分布

(Light&Pillemer, 1984)^[14]。如图2所示, 三组漏斗图中效应量的散点均大致对称分布于中轴线(合并效应值)两侧, 整体呈现典型漏斗状, 仅存在轻微偏斜, 未表现出明显的发表偏倚特征, 说明本研究纳入的文献中偏倚风险较低, 对元分析结果的影响不显著。

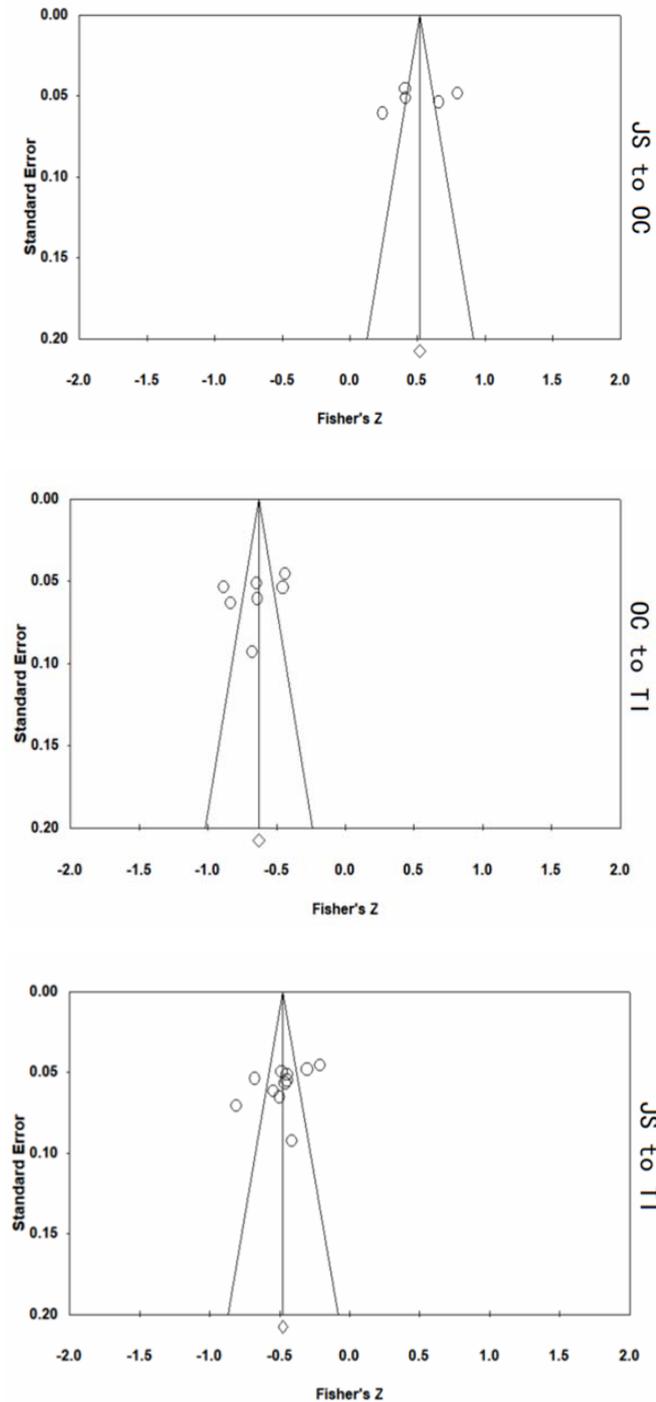


图2 漏斗图

在进行元分析时, 不同研究间往往存在效应量的差异, 这种变异称为异质性 (heterogeneity), 其存在意味着不同研究报告的效应量不仅仅受到抽样误差的影响, 还可能受到研究设计、样

本特征、测量工具或背景变量等系统性差异的干扰。本研究采用 Higgins 等 (2003) 提出的三种经典的指标: T^2 值 (真实效应方差)、 Q 统计量 (Cochran's Q) 和 I^2 值 (不一致性指数) 来评估异质性^[15]。其中, T^2 值反映研究间效应量的变异程度, 是用于后续模型选择与权重计算的重要依据。 Q 值用于检验各效应量间差异是否显著, 若其显著 ($p < 0.05$), 则表明存在统计学意义上的异质性。 I^2 值则衡量总变异中源自真实差异而非随机误差的比例, 其阈值标准遵循 Borenstein 等 (2009) 的界定: $I^2 > 50\%$ 表示中度异质性, $I^2 > 75\%$ 则为高度异质性^[16]。

2.2 异质性检定

结果显示, 在工作满意度 (JS) 与组织承诺 (OC) 的分析中, Q 检验结果显著 ($Q=70.748, p < 0.001$), 拒绝同质性假设, 对应的 $I^2=94.346\%$, $T^2=0.044$, 说明研究间差异占总方差的 94.346%, 远高于中度异质性的判断标准; 工作满意度 (JS) 与离职倾向 (TI) 的 $I^2=90.185\%$, $Q=61.132, P < 0.001, T^2=0.03$; 组织承诺 (OC) 与离职倾向 (TI) 的 I^2 值亦高达 89.936%, $Q=99.361, P < 0.001, T^2=0.028$ 。尽管三组关系的 T^2 值差异较小, 但 I^2 值均处于较高水平 (约 90%), 说明研究间的异质性主要来源于系统性差异, 而非随机误差。见表 3。

表3 异质性鉴定

| 变量关系 | Q-value | P-value | I-squared | Tau Squared |
|----------------------|---------|---------|-----------|-------------|
| 工作满意度 (JS) 组织承诺 (OC) | 70.748 | 0 | 94.346 | 0.044 |
| 工作满意度 (JS) 离职倾向 (TI) | 61.132 | 0 | 90.185 | 0.03 |
| 组织承诺 (OC) 离职倾向 (TI) | 99.361 | 0 | 89.936 | 0.028 |

鉴于前述分析表明三组效应量存在高度异质性, 并考虑到教育领域研究本身在样本来源、测量方式及背景情境上的多样性, 本研究采用随机效应模型进行整合分析, 以提高结论的稳健性与科学性^[16]。此外, 为了更直观地展示不同研究效应量及其异质性分布, 本研究采用森林图 (Forest Plot) 进行可视化展示^[15]。森林图中每一个黑色方块代表单项研究的效应量点估计值, 其大小反映该研究在合并分析中的权重 (样本量越大, 权重越大); 横向黑线表示该研究效应值的 95% 置信区间, 若置信区间未跨越中线 (即效应量=0 的垂线), 则说明该研究结果具有统计学显著性; 最下方的黑色菱形代表所有研究合并后的效应值及其置信区间, 其中心位置为总体效应估计, 宽度代表置信区间范围。森林图结果显示, 三组变量关系的合并效应均达到显著水平 ($p < 0.001$), 且各研究效应量分布存在一定程度差异, 图中点估计与置信区间的分布趋势与前述 Q 值和 I^2 值所揭示的高异质性结果一致, 进一步印证了研究间存在实质性变异。见图 3。

2.3 敏感度分析

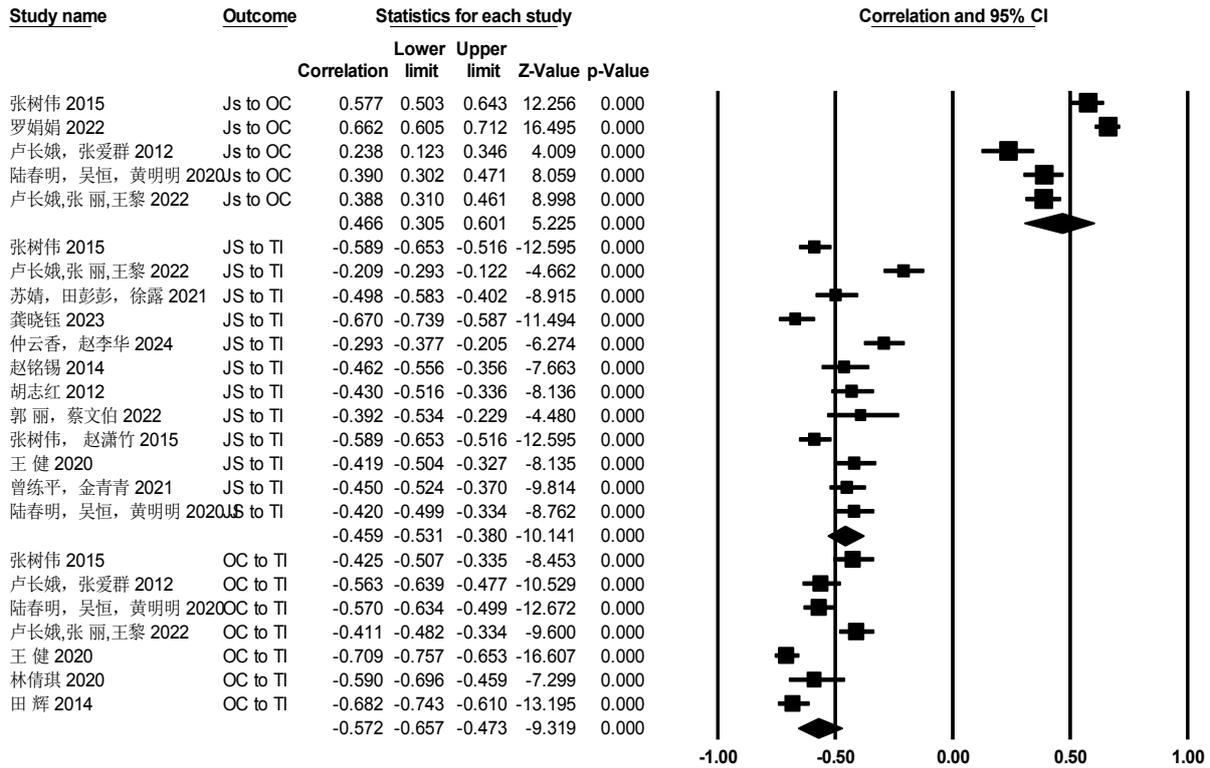


图3 森林图

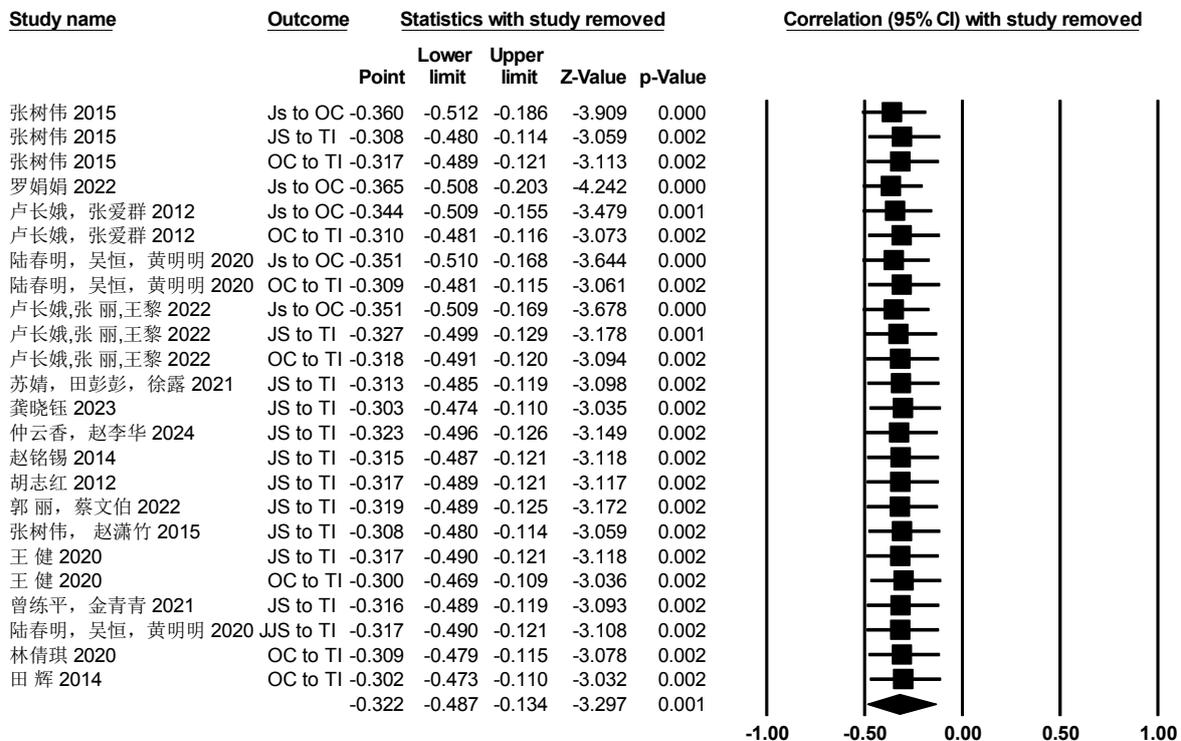


图4 敏感分析图

敏感度分析(sensitivity analysis)用于检验元分析结果是否过于依赖某一或少数研究、特定方法选择或数据处理方式。通过逐一剔除高权重或特殊特征研究(one study removed)可观测合并效应量及异质性指标是否发生显著变化,如果结果稳定,则说明整合结果具有较高的可靠性^[16]。结果显示,逐一剔除各研究后的合并效应量估计值均与总体估计接近,且效应方向保持一致,置信区间无显著波动。各轮分析的p值均小于0.01,Z值亦未出现明显异常变动,表明不存在单一研究对总体效应构成主导性影响,元分析结果具有较高的稳健性。见图4。

2.4合并效应量估计

表4 合并效应量

| 变量关系 | 论文篇数 | 总样本 | 加权平均相关 | 95%置信区间 | | Z 值 | P 值 |
|-------|------|------|--------|---------|--------|---------|---------|
| | | | | | | | |
| JS-OC | 5 | 1930 | 0.466 | 0.305 | 0.601 | 5.225 | < 0.001 |
| JS-TI | 12 | 3902 | -0.459 | -0.531 | -0.38 | -10.141 | < 0.001 |
| OC-TI | 7 | 2206 | -0.572 | -0.657 | -0.473 | -9.319 | < 0.001 |

注: JS 为工作满意度Job Satisfaction

OC为组织承诺Organizational Commitment

TI为离职倾向Turnover Intention

基于上述分析,本研究采用随机效应模型进行合并效应量估计。其中,工作满意度(JS)—组织承诺(OC)的加权平均相关系数 $r=0.466$ (95%CI[0.305, 0.601]、 $Z=5.225$ 、 $P<0.001$);工作满意度(JS)—离职倾向(TI)的加权平均相关系数 $r=-0.459$ (95%CI[-0.531, -0.380]、 $Z=-10.141$ 、 $P<0.001$);组织承诺(OC)—离职倾向(TI)的加权平均相关系数 $r=-0.572$ (95%CI[-0.657, -0.473]、 $Z=-9.372$ 、 $P<0.001$)。见表4。

3 结构方程模型分析

3.1调和平均值与相关矩阵

本研究采用Hunter和Schmidt(2004)提出的元分析技术整合研究数据,通过调和平均值(Harmonic Mean)校正样本量差异对效应估计的影响^[17]。研究基于工作满意度(JS)—组织承诺(OC)的总样本量1930,工作满意度(JS)—离职倾向(TI)的总样本量3902,以及组织承诺(OC)—离职倾向(TI)的总样本量2206,三组数据综合计算得出样本量的调和平均值为 $H\approx 2444$ 。

本研究通过调和平均值对样本量差异进行校正之后,构建了标准化相关矩阵,以便导入AMOS软件中进行结构建模分析。该矩阵平均值为0,标准差为1,且样本量统一设定为2444。工作满意度(JS)与组织承诺(OC)呈正相关,合并相关系数为0.466,二者与离职倾向(TI)均呈负相关,合并相关系数分别为-0.459和-0.572。见表5。

3.2变量信度与中介检验

本研究遵循Hunter和Schmidt(2004)的元分析信度校正原则,收集并整理了各研究中报告的变量信度值,并对未报告信度

参数的原始研究进行0.8的假定化处理^[17]。见表6。

表5 合并相关系数矩阵

| ROWTYPE_ | VARNAME_ | JS | TI | OC |
|----------|----------|--------|--------|------|
| CORR | JS | 1 | | |
| CORR | TI | -0.459 | 1 | |
| CORR | OC | 0.466 | -0.572 | 1 |
| N | | 2444 | 2444 | 2444 |
| STDDEV | | 1 | 1 | 1 |
| MEAN | | 0 | 0 | 0 |

表6 变量信度

| 作者时间 | 工作满意度 | 离职倾向 | 组织承诺 |
|-----------------|-------|-------|-------|
| 张树伟2015 | 0.943 | 0.932 | 0.798 |
| 罗娟娟2022 | 0.948 | 0.8 | 0.902 |
| 卢长娥,张爱群2012 | | 0.9 | 0.91 |
| 苏婧,田彭彭,徐露2021 | 0.941 | 0.791 | 0.8 |
| 龚晓钰2023 | 0.92 | 0.84 | |
| 仲云香,赵李华2024 | 0.89 | 0.87 | |
| 赵铭锡2014 | 0.8 | | |
| 胡志红2012 | 0.96 | 0.78 | |
| 卢长娥,张丽,王黎2022 | 0.75 | 0.7 | |
| 郭丽,蔡文伯2022 | 0.913 | 0.945 | |
| 张树伟,赵满竹2015 | 0.943 | 0.932 | |
| 曾练平,金吉青2021 | 0.965 | 0.78 | |
| 林倩琪2020 | | 0.8 | 0.8 |
| 田辉2014 | | 0.8 | 0.8 |
| 王健2020 | | 0.8 | 0.8 |
| 陆春明,吴恒,黄明明 2020 | | 0.84 | 0.9 |

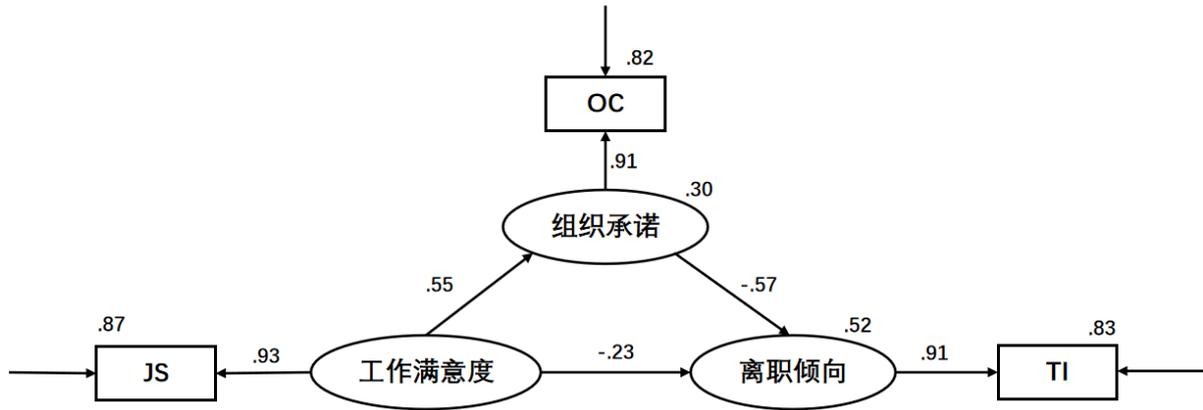


图5 中介模型

经过计算,工作满意度(JS)、离职倾向(TI)和组织承诺(OC)三个变量的平均信度分别为 $\bar{\alpha}_{JS}=0.87$ 、 $\bar{\alpha}_{TI}=0.83$ 、 $\bar{\alpha}_{OC}=0.82$ 。基于经典测量理论(Nunnally, 1978)^[18],变量标准化因子载荷需通过信度的平方根计算得出,即 $\lambda_{JS}=\sqrt{0.87}\approx 0.93$, $\lambda_{TI}=\sqrt{0.83}\approx 0.91$, $\lambda_{OC}=\sqrt{0.82}\approx 0.91$ 。因为变量的决定系数(题目信度)和残差值的总和为1,所以工作满意度的残差值 $\epsilon_{JS}=1-\bar{\alpha}_{JS}=0.13$,离职倾向的残差值 $\epsilon_{TI}=1-\bar{\alpha}_{TI}=0.17$,组织承诺的残差值 $\epsilon_{OC}=1-\bar{\alpha}_{OC}=0.18$ 。研究将上述参数作为结构方程模型的固定输入值,代入AMOS 24.0软件中,其中自变量为工作满意度(JS)、因变量为离职倾向(TI)、中介变量为组织承诺(OC)。见图5。

传统Bootstrap方法依赖于个体层级的原始观测数据(individual-level raw data),难以适用于基于相关矩阵的分析情境,因此无法采用该方法对元结构方程模型的中介效应进行检验。鉴于此,研究采用Monte Carlo模拟法来检验组织承诺在工作满意度与离职倾向之间的中介效应。该方法通过生成理论分布的随机样本,模拟间接效应的抽样分布,克服了原始数据缺失的局限,尤其适用于元分析数据框架下的结构模型检验^[19]。

表7 中介检验

| 效应类型 | Point Estimate | SE | Z | Percentile95 % CI | | Bias-Corrected95 % CI | |
|------|----------------|-------|---------|-------------------|--------|-----------------------|--------|
| | | | | Lower | Upper | Lower | Upper |
| 总效应 | -0.539 | 0.021 | -25.667 | -0.581 | -0.498 | -0.582 | -0.498 |
| 间接效应 | -0.313 | 0.018 | -17.389 | -0.352 | -0.279 | -0.353 | -0.282 |
| 直接效应 | -0.226 | 0.024 | -9.417 | -0.273 | -0.177 | -0.273 | -0.177 |

NOTE: 5,000 Monte Carlo samples

模型适配度指标显示 $\chi^2/df=2.13(1<, <3)$,RMSEA=0.042(<0.08),CFI=0.972(>0.9),TLI=0.961(>0.9),表明该模型具有良好的拟合性。中介检验结果显示,工作满意度对离职倾向的总效应

值为-0.539(95%CI[-0.58,-0.5]),其中间接效应系数为-0.313(95%CI[-0.35,-0.28]),直接效应系数为-0.226(95%CI[-0.27,-0.18])。间接和直接效果均显著,且中介效应占比达到58%,这验证了组织承诺在工作满意度与离职倾向之间起到了部分中介作用。见表7。

4 讨论

4.1 工作满意度和组织承诺的关系分析

元分析结果显示工作满意度对组织承诺的加权平均相关数为0.466,表明二者间存在中等强度的显著正向关系。这一结果印证了社会交换理论(Blau, 1964)中的观点,即个体在组织中获得积极体验后,倾向以更高的情感投入回报组织^[20]。Meyer与Allen(1991)亦指出,工作满意度作为情感承诺的关键前因,能够增强员工对组织目标的认同感与忠诚度^[21]。从实证角度看,张树伟(2015)在对农村幼儿园教师的研究中发现,教师对岗位环境与支持系统的满意度越高,其组织承诺水平也随之上升^[22]。罗娟娟(2022)也指出,即便在全员聘用制改革背景下,满意度对组织承诺依然具有稳健预测力,说明情感机制在教师稳定性形成中作用突出^[5]。可见,无论从理论预期还是实证结果来看,工作满意度都是组织承诺形成的重要动因,提升教师满意感应作为激发其情感归属和组织黏性的关键路径。

4.2 组织承诺和离职倾向的关系分析

研究结果表明组织承诺与离职倾向之间存在显著中等强度负相关($r=-0.572$),表明幼儿教师对组织的承诺水平越高,其主动离职的可能性越低。这一发现印证了Meyer与Allen(1991)提出的三维组织承诺模型,即情感承诺、持续承诺与规范承诺三个维度均可在不同机制下抑制员工离职行为。其中,情感承诺强化个体的归属感与认同感,持续承诺基于离职成本的权衡,规范承诺则源于对组织责任的内化与道义约束^[21]。此外,Blau(1964)所提出的社会交换理论也为本研究提供了理论基础:个体在组织中获得资源与支持后,往往倾向通过忠诚、承诺等行为予以回报,从而降低其离职倾向^[20]。从实证研究来看,陆春明(2020)发现,幼儿教师的组织承诺对离职意向具有显著抑制作用,特别是在情感承诺较高的教师群体中更为明显^[23]。田辉(2014)同样指

出,组织公平感通过提升组织承诺,从而有效抑制了离职倾向的生成,表明组织承诺在个体离职决策中发挥了关键调节机制^[24]。可见,组织承诺不仅是一种情感纽带,也是一种留任意愿的心理基础,尤其在教育行业这一强调长期关系与职业认同的领域,其稳定作用更为显著。

4.3 工作满意度和离职倾向的直接关系分析

分析结果显示工作满意度与离职倾向之间亦存在显著中等负相关($r=-0.459$),说明幼儿教师在工作中获得的满意程度越高,其主动离职的意愿越低。这一结果与Herzberg(1959)提出的双因素理论相一致,即个体的工作满意感源自激励因素(如成就感、成长与认可)与保健因素(如工作条件、薪酬与人际关系)的共同作用,当满意度提升时,离职动机随之下降^[25]。Mobley等(1979)的离职过程模型也指出,工作满意度是员工离职行为的重要前因变量,满意度越低,个体越可能进入离职决策阶段^[26]。国内研究亦印证了这一结论,如张树伟(2015)与赵铭锡(2014)基于农村幼儿园教师样本,研究结果一致表明工作满意度与离职倾向呈显著负相关关系。前者发现,教师的整体满意度越高,其离职意愿越低,其中“工作报酬”“进修升迁”等外在激励因素对离职意向具有显著预测作用^[27];而后者则指出,“工作本身”“园长支持”与“工作环境”等内在与情境性因素同样在抑制离职倾向中发挥关键作用^[28]。综合来看,工作满意度不仅是预测教师离职倾向的关键变量,更在解释教师职业稳定性的心理机制中具有核心地位。

4.4 工作满意度与离职倾向的间接关系分析

Monte Carlo分析结果表明,组织承诺在工作满意度与离职倾向之间发挥显著的部分中介作用(间接效应 $=-0.313$),表明幼儿教师的工作满意度不仅直接影响其离职意愿,还可通过提升组织承诺水平间接降低离职倾向。这一结果印证了Williams和Hazer(1986)提出的“满意—承诺—离职”路径模型,即员工对工作情境的积极情绪体验会转化为对组织更强的情感依附与价值认同,进而抑制离职行为的发生^[29]。卢长娥和张爱群(2012)的研究发现,组织承诺在工作满意度与离职倾向之间发挥显著中介作用,教师对工作环境与人际关系的满意感可通过增强组织承诺水平间接降低离职意愿^[6];类似地,张树伟(2015)的研究亦表明,教师在感知到公平的薪酬回报和发展机会时,其对组织的情感承诺显著提升,从而减弱离职倾向的形成^[27]。综合国内外研究可见,组织承诺作为工作态度变量之间的“心理桥梁”,不仅传导了满意度对离职意向的影响路径,也体现了社会交换理论(Blau, 1964)中“个体通过情感回馈与责任投入来回应组织支持”的内在逻辑^[20]。换言之,工作满意度通过激发教师的情感性承诺与规范性责任感,从认知层面内化为稳定的职业留任意愿,从而间接抑制离职倾向的生成。

5 结论与建议

5.1 结论

本研究基于元结构方程模型(MASEM)方法,整合16项国内实证研究数据,系统检验了幼儿教师工作满意度、组织承诺与离职

倾向之间的关系结构。结果显示,工作满意度与组织承诺之间存在显著正相关,两者均与离职倾向呈显著负相关;其中,工作满意度通过组织承诺对离职倾向产生间接的负向影响,且组织承诺在其中发挥部分中介作用。该结果为理解幼儿教师离职机制提供了更加系统且具有统计支持的实证依据,有助于厘清核心变量间的作用路径,并为后续提升教师留任意愿与相关政策的干预提供理论参考与方法范式。

5.2 建议

5.2.1 提升教师工作满意度,增强职业获得感与幸福感

提高教师的工作满意度,首要在于从物质与现实层面改善工作条件与激励机制。幼儿园应建立科学的薪酬体系,使教师的收入与其工作强度、资历及绩效水平相匹配,保障其在基本经济需求上的安全感。同时,完善福利制度与劳动保障,提供弹性的休息制度与心理健康支持,以缓解教师高负荷工作的职业倦怠。其次,应优化园所内部的激励与反馈机制,强化正向激励、公开评价与成果分享,增强教师的专业认同与工作成就体验。实证研究发现,教师对工作环境和激励公平性的感知,是其满意度与留任意愿的核心预测因子(Ingersoll, 2001)^[1]。此外,还应重视工作资源的合理配置,如减轻非教学性事务负担、提高教研与教学自主度,让教师能将更多精力投入专业成长与教学创新中。通过物质回报、公平激励与职业发展机会的协同改善,能够有效提升教师的职业获得感与幸福感,从根本上增强其职业认同,减少离职意向,促进教师队伍的可持续稳定。

5.2.2 强化组织承诺,构建教师与园所的情感联结

提升教师队伍稳定性不仅依赖于物质激励,更有赖于情感联结的建立与心理认同的强化。幼儿园应积极营造公平、尊重与支持的组织氛围,通过构建包容性的组织文化,增强教师对园所目标与价值的认同感,使其在心理上形成持续的归属体验。同时,管理者应在日常工作中关注教师的心理需求,建立良性的沟通与反馈机制,使教师在工作中感受到被信任、被重视与被理解的情感支持。有研究指出,感知到组织支持的员工更倾向于以忠诚与投入来回应组织,从而显著提升组织承诺水平并降低离职意愿(Eisenberger等, 2002)^[30]。因此,园所应通过领导支持、团队互助及情感激励等多维度干预,构建情感性与责任性交织的组织纽带。此外,还应注重教师专业发展的情感维度关怀,例如提供指导性反馈、职业咨询与成长陪伴,使教师在组织中获得持续的情感回馈与价值认同。通过人文关怀与情感联结的持续强化,不仅能提高教师的组织承诺水平,还能促进园所内部凝聚力与职业共同体的形成,从而实现教师与组织的双向良性发展。

5.2.3 完善政策保障,优化学前教育教师职业发展环境

要实现学前教育教师队伍的可持续稳定发展,必须在宏观政策与制度层面建立完善的保障体系。当前,学前教育教师普遍面临编制不稳、薪酬差距大、晋升渠道受限等问题,导致其职业安全感与发展预期不足,进而影响队伍的长期稳定。因此,政府应推动学前教育管理体制变革,建立覆盖公办与民办园所的统一资格认证与职级晋升体系,确保教师在专业成长与职业通道上的

公平畅通。国务院印发的《中共中央、国务院关于全面深化新时代教师队伍建设改革的意见》(2018)指出,应强化教师保障机制,完善教师岗位设置、职称评聘和绩效考核制度,以提升教师职业地位与稳定性^[31]。其次,在财政层面,应加大投入与资源配置倾斜力度,完善薪酬与社会保障机制,缩小地区与园所间的待遇差距,为教师提供稳定的经济与社会支持。同时,还需构建系统化的职业发展支持体系,强化培训、科研与身心健康服务,提升教师的职业认同与持续成长动力。除制度保障外,还需通过社会宣传与社区协作,营造尊师重教的文化氛围,提升教师的社会认同感与职业荣誉感。这种多层次的政策供给与文化支持的协同推进,有助于构建学前教育教师职业发展的长效机制,为学前教育高质量与可持续发展奠定坚实的师资基础。

【参考文献】

- [1] Ingersoll R M. Teacher turnover and teacher shortages: An organizational analysis[J]. *American Educational Research Journal*, 2001, 38(3): 499-534.
- [2] 武向荣. 哪些关键因素影响了乡村教师工作满意度[J]. *教育与经济*, 2022, 38(02): 62-69+96.
- [3] 张治灿, 方俐洛, 凌文铨. 中国职工组织承诺的结构模型检验[J]. *心理科学*, 2001, (02): 148-150+253.
- [4] Mobley W H. Intermediate linkages in the relationship between job satisfaction and employee turnover[J]. *Journal of Applied Psychology*, 1977, 62(2): 237-240.
- [5] 罗娟娟. 全员聘用制改革背景下幼儿教师工作满意度、组织承诺与职业稳定感关系研究[D]. 华东师范大学, 2022.
- [6] 卢长娥, 张爱群. 幼儿教师工作满意度、组织承诺与离职倾向研究[J]. *皖西学院学报*, 2012, 28(02): 58-62.
- [7] 龚晓钰. 幼儿园教师工作满意度与离职倾向的关系研究[D]. 渤海大学, 2023.
- [8] 仲云香, 赵李华, 周炎根. 归属感对幼儿教师离职倾向的影响: 工作满意度的中介作用[J]. *连云港师范高等专科学校学报*, 2024, 41(01): 93-96.
- [9] Zaenuri A, Martono S, Maruto SN, Yanti ZK, Kamilia N. Contribution of perceived organizational support to decreasing turnover intention: Organizational commitment as a mediating factor[J]. *International Journal of Scientific Research and Management*, 2025, 13(9).
- [10] Malik N, Ambarwati T. The influence of job satisfaction on intention to stay through organizational commitment as a mediation variable[J]. *Jamanika: Jurnal Manajemen dan Bisnis*, 2022, 2(1).
- [11] Sterling T D. Publication decisions and their possible effects on inferences drawn from tests of significance—or vice versa[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1959, 54(285): 30-34.
- [12] 康德英, 洪旗, 刘关键, 等. Meta分析中发表性偏倚的识别与处理[J]. *中国循证医学杂志*, 2003, (01): 45-49.
- [13] Rosenthal R. The “File Drawer Problem” and Tolerance for Null Results[J]. *Psychological Bulletin*, 1979, 86(3): 638-641.
- [14] Light R J, Pillemer D B. *Summing up: The science of reviewing research*[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1984.
- [15] Higgins J P, Thompson S G, Deeks J J, Altman D G. Measuring inconsistency in meta-analyses[J]. *BMJ*, 2003, 327(7414): 557-560.
- [16] Borenstein M, Hedges L V, Higgins J P T, Rothstein H R. *Introduction to Meta-Analysis*[M]. Chichester: John Wiley & Sons, 2009.
- [17] Hunter J E, Schmidt F L. *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings*[M]. 2nd ed. Thousand Oaks: Sage Publications, 2004.
- [18] Nunnally J C. *Psychometric Theory*(2nd ed)[M]. New York: McGraw-Hill, 1978.
- [19] MacKinnon D P, Lockwood C M, Williams J. Confidence limits for the indirect effect: Distribution of the product and resampling methods[J]. *Multivariate Behavioral Research*, 2004, 39(1): 99-128.
- [20] Blau P M. *Exchange and power in social life* [M]. New York: Wiley, 1964.
- [21] Meyer J P, Allen N J. A three-component conceptualization of organizational commitment[J]. *Human Resource Management Review*, 1991, 1(1): 61-89.
- [22] 张树伟. 农村幼儿园教师工作满意度、组织承诺与离职倾向的关系研究[D]. 河北师范大学, 2015.
- [23] 陆春明, 吴恒, 黄明明. 幼儿教师职业认同与离职意向的关系: 组织承诺的中介作用[J]. *贵州师范学院学报*, 2020, 36(12): 25-31.
- [24] 田辉. 组织公平、组织承诺与离职倾向关系研究[J]. *学习与探索*, 2014, (02): 114-118.
- [25] Herzberg F, Mausner B, Snyderman B B. *The Motivation to Work* (2nd ed)[M]. New York: John Wiley & Sons, 1959.
- [26] Mobley W H, Griffeth R W, Hand H H, Meglino B M. Review and conceptual analysis of the employee turnover process[J]. *Psychological Bulletin*, 1979, 86(3): 493-522.
- [27] 张树伟, 赵潇竹. 河北省农村幼儿园教师工作满意度与离职倾向的关系研究[J]. *现代教育*, 2015, (10): 24-26.
- [28] 赵铭锡. 农村幼儿教师工作满意度与职业倦怠、离职倾向的关系[J]. *中华女子学院学报*, 2014, 26(04): 95-99.
- [29] Williams L J, Hazer J T. Antecedents and consequences of satisfaction and commitment in turnover models: A re-analysis using latent variable structural equation models[J]. *Journal of Applied Psychology*, 1986, 71(2): 219-231.

[30]Eisenberger R, Stinglhamber F, Vandenberghe C, Sucharski I L, Rhoades L. Perceived supervisor support: Contributions to perceived organizational support and employee retention [J]. Journal of Applied Psychology, 2002, 87(3): 565-573.

[31]中共中央国务院. 关于全面深化新时代教师队伍建设改革的意见[EB/OL]. 北京: 中华人民共和国教育部, 2018-01-31 [引用日期2025-10-25]. <https://www.gov.cn/zhengce/2018-01/31>

/content_5262659.htm.

作者简介:

宁艾伦(1993--), 男, 汉族, 河北省抚宁县人, 硕士研究生, 助教, 现工作于成都文理学院教育学院, 研究方向为学前儿童心理学。

韩雨溪(2000--), 女, 汉族, 宁夏银川市人, 本科生, 毕业于成都文理学院教育学院, 研究方向为学前儿童心理学。